

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

方超 黄斌*

摘要: 本文基于中国家庭收入调查数据,利用分位数处理效应模型检验了经济转型时期两次教育扩张政策对农村劳动力教育收益率的影响。研究表明:基础教育改革更有利于提高女性收入,而高校扩招则对男性具有更强的个体增收效应;进一步通过条件分位数处理效应模型发现,基础教育能够提高低收入男性与高收入女性的非农收入,高校扩招对于缩小男性工资差距具有“公平效应”,但对女性却存在“马太效应”;无条件分位数处理效应则发现,教育扩张能够缩小因人力资本因素引致的工资收入差距,对于推动不同群体非农收入的平等化具有积极意义。据此,进一步推动教育事业的发展,提升女性的教育人力资本投资水平,或许能够更好地释放教育在减贫中的分配性功能。

关键词: 农村劳动力;教育扩张;教育收益率;性别差异;分位数处理效应

一、引言

党的十八大以来,以习近平总书记为核心的党中央把脱贫攻坚摆到了治国理政的重要位置。《中共中央国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》(2015年)、《“十三五”脱贫攻坚规划》(2016年)等纲领性文件的出台,明确了全面脱贫的指导思想、总体思路和行动指南。党的十九大报告阐明了“扶贫与扶智”相结合,习近平总书记也做出了“扶贫先扶智”的重要指示,教育则被赋予“阻断贫困代际传递”的重要使命。教育扶贫、以教扶贫的根本点在于劳动者的教育人力资本积累,而教育人力资本积累则依赖于教育事业的发展。改革开放以来,我国教育事业的发展取得了举世瞩目的成就:1986年颁布的《中华人民共和国义务教育法》普及、免费了义务教育;1998年制定的《面向21世纪教育振兴行动计划》则拉开了高校扩招政策的序幕。根据《2019年全国教育事业统计公报》提供的数据,义务教育巩固率与高等教育毛入学率分别到达了94.8%和51.6%。^①

两次外生型的教育扩张政策极大地提高了国民受教育程度,加速了劳动者的人力资本积累,而教育收益率对于理解中国劳动力市场结构与资源配置效率又具有重要的现实意义

*方超(通讯作者),南京财经大学公共管理学院,邮政编码:210023,电子信箱:99288137@qq.com;黄斌,南京财经大学公共管理学院,邮政编码:210023,电子信箱:james7526@163.com。

本文获得2020年度江苏省社会科学基金教育学青年项目“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”(项目编号:20JYC007)的资助。作者感谢第五届中国经济增长与发展青年学者论坛参会者、匿名评审和编辑部提出的宝贵意见。当然文责自负。

①数据源自教育部网站:http://www.moe.gov.cn/jyb_sjzl/sjzl_fztjgb/202005/t20200520_456751.html。

(Chen and Hamori, 2009)。虽然既有文献已从教育收益率的视角评价了我国劳动力市场结构及其资源配置的有效性,但在研究主题上缺乏考察教育扩张政策的个体增收效应,同时在研究方法上缺乏采用分位数处理效应模型,尤其是无条件分位数处理效应模型检验教育扩张、人力资本积累对农村劳动力非农收入水平的异质性影响。鉴于此,本文聚焦经济转型时期两次教育扩张政策,利用义务教育改革和高校扩招政策的外生冲击构建工具变量,采用分位数处理效应模型,估计基础教育与高等教育收益率的有条件分布与无条件分布效应。

二、文献综述

教育收益率又被称为教育回报率或人力资本投资回报率,是指每增加一年学历教育能够引致未来收入增长的百分比。自明瑟(Mincer, 1958)提出工资决定方程后,教育收益率便被用来刻画教育与收入的关系,并成为教育经济学家、劳动经济学家关心的经典议题。迄今为止,有关教育收益率的研究可谓汗牛充栋,本文仅根据研究需要,首先梳理农村地区教育收益率的变动趋势,其次聚焦教育扩张政策对教育收益率的外生冲击,最后在此基础上对既有研究进行简要述评。

(一) 中国农村教育收益率的变动趋势

由于长期受到二元经济结构的掣肘,早期研究发现中国农村教育收益率长期处于较低水平,增加一年学历教育仅能将非农收入提高4%~6.8%左右,农村教育收益率显著低于城镇地区与世界平均水平,而教育收益率的城乡差异也加剧了城乡组间收入差距(Psacharopoulos and Parinos, 2002; 李春玲, 2003; 姚先国、张海峰, 2004; De Brauw and Rozelle, 2008; 王德文等, 2008; 梁润, 2011)。但是,随着市场化转型的深入,劳动力市场的发育成熟推动农村教育收益率呈现出不断上升的时间趋势(赵力涛, 2006; 黄斌、钟晓琳, 2012)。

需要指出的是,也有研究表明农村教育收益率在21世纪曾出现小幅下降的局面。刘泽云和邱牧远(2011)利用CHIP数据,基于对样本选择和能力偏误的纠正,发现全体农村劳动力的教育收益率在2002—2007年间由3.2%下降到了2.6%。农村劳动力由农业生产转向工资性就业时,学历教育的个体增收效应存在一定的“时滞”,这是教育收益率短暂下降的可能原因。此外,还有研究发现与学历教育相比,在职培训具有更高的经济价值,投资中等职业教育能够更好地促进农村劳动力的非农收入增长(刘万霞, 2011; 屈小博, 2013; 方超、罗英姿, 2017)。

(二) 教育扩张与农村教育收益率的变动

随着教育改革逐步步入深水区以及居民对于更加公平且更具质量的教育表现出更强的现实需求,政策制定者与学术界愈发关心“精英导向型”教育体制改革的政策红利,究竟是被城镇还是农村劳动力所稀释。因此,利用教育收益率评价教育扩张政策的效果日益成为学界的关注重点(Fang et al., 2012; Lu and Zhang, 2019; Feng and Tang, 2019)。有关义务教育改革政策效果评价的研究通常利用义务教育法构建工具变量(杨娟、高曼, 2015),发现基础教育改革显著提高了城镇与农村劳动力的教育年限与收益率(刘生龙等, 2016; 赵西亮, 2017)。

高校扩招政策虽为研究者识别农村教育收益率的变化提供了可靠的自然实验,但既有研究在所得结论上尚存分歧。初帅和孟凡强(2017)利用中国家庭收入调查数据,采用模糊断点回归的研究设计,估计出农村教育收益率为11%,高于城镇的8%;但刘生龙和胡鞍钢(2018)利用中国家庭追踪调查数据,采用同样的方法,却发现农村劳动力的高等教育年回报率为15.9%,低于城镇劳动力的17.1%。由于不同研究者在估计教育收益率时所用微观数据存在差异,数据结构的不同可能造成估计结果的分化。此外,其他研究则显示出大学扩招推

动农村教育收益率的不断上升(常进雄等,2018;方超、黄斌,2019;王文静,2019)。

(三) 研究述评

目前,已有相当数量的学术研究捕捉了农村劳动力教育收益率的变化趋势,并在研究主题上逐步纳入了对教育扩张政策的考察,但总的看来,既有研究仍然存在以下两方面可拓展的空间:第一,从研究主题上看,教育扩张政策的相关研究主要聚焦城镇地区和高校扩招政策,对义务教育改革和农村地区的关注稍显不足,而这不利于在二元经济结构下,从全局视角科学评价经济转型时期教育扩张政策的个体增收效果;第二,从研究方法上看,既有研究主要揭示了非农教育回报率的均值效应,仅有少数文献采用了分位数处理效应考察了教育扩张政策的条件分布效应(刘生龙、胡鞍钢,2019),这就不利于判断教育扩张政策的福利效应究竟向哪一类群体倾斜。

同时,多数文献在估计非农教育回报率时,通常基于劳动力市场的户籍歧视与工资差异选择了条件分位数回归的研究方法(孟凡强、邓保国,2014;苏群等,2017;王鹏,2017),仅有少数文献在估计城镇地区性别工资差异时选择了无条件分位数回归的研究方法(杨锦英等,2016;卢晶亮,2018;周春芳、苏群,2018)。但是,条件分位数回归要求劳动者的可观测特征具有一定的相似性,但不同劳动者的个体特征、家庭特征等因素又存在着的差异,因而这一假设在现实世界中往往很难实现。此外,无条件分位数回归在进行异质性分析时,又无法实现教育扩张与非农教育回报的因果关系推断。

本文潜在的边际贡献在于:第一,在研究视角上丰富了农村教育收益率的相关研究。以往研究一方面旨在检验学历教育的非农增收效应,另一方面旨在考察农村劳动力市场的资源配置效率,但对教育扩张政策的研究较少。人力资本是推动国民经济增长、提高个体收入的主要方式,正规学历教育又是形成人力资本积累的有效手段。但是,接受教育意味着承担放弃当期收入的机会成本。因此,接受教育的个体通常在先天禀赋上具有比较优势。当国家推行教育扩张政策时,入学配额限制的放宽相当于降低了农村劳动力接受学历教育的机会成本,而教育供给的增加势必会对劳动者的非农教育收益率造成冲击,本文正是在此背景下关注教育扩张政策对非农教育收益率的异质性影响。第二,在研究方法上将因果性教育收益率估计由均值效应延伸至异质性分析。本文将综合采用有条件与无条件分位数处理效应模型对农村劳动力基础教育与高等教育收益率的分布效应进行异质性分析,同时将广义一般分位数回归框架作为稳健性检验的依据,以期在研究方法上形成有益的学术增量。

三、实证框架

(一) 模型

本文实证分析采用明瑟提供的工资决定方程(Mincer,1958)。在工资决定方程中,非农收入由个人教育年限、工作经验及其平方项决定:

$$\ln(wage_i) = \alpha + \beta_1 Educ_i + \beta_2 \delta_i + \mu_i \quad (1)$$

(1)式中: $wage_i$ 为农村劳动力*i*的工资性或经营性收入,在估计时取对数收入; $Educ_i$ 为*i*接受正规学历教育的年限数; δ_i 为除学历教育以外,影响非农教育收益率的其他因素,包括工作经验和劳动者的个体特征等;另一些无法观测特征或遗漏变量则进入工资方程的残差项 μ_i ,并且满足 $E(\mu_i|\delta_i)=0$ 。 β_1 为明瑟教育收益率,表示多接受一年学历教育能够提高非农收入的百分比。

(二) 识别策略

在应用计量经济学中,大约 95%的研究是围绕变量的平均效应而展开的,这往往忽视了变量的分布效应(Frölich and Melly, 2010),但公共政策制定者更为关心的则是分布效应。在本文中,我们更想知道的是,教育扩张政策对于不同收入群体的异质性影响,尤其是对收入分布下尾端(lower-tail)的干预效应,此时就需要采用分位数处理效应(Quantile Treatment Effect, QTE)。

1. 条件分位数处理效应

在(1)式的基础上,为了估计教育扩张政策的异质性处理效应(Heterogeneous Treatment Effects),我们首先对个体受教育程度做二元处理,当 $D_i = 1$ 时表明个体 i 接受义务教育(高等教育),反之则有 $D_i = 0$ 。 $wage_i^1$ 与 $wage_i^0$ 为两种状态下的非农收入水平,可观测的 $wage_i$ 可写作:

$$wage_i = wage_i^1 D_i + wage_i^0 (1 - D_i) \quad (2)$$

假定 $wage_i$ 是关于协变量 X_i 和受教育程度 D_i 的线性函数,条件分位数回归方程可以写作:

$$wage_i^\tau = X_i \beta^\tau + D_i \theta^\tau + \varepsilon_i^\tau, Q_{\varepsilon_i^\tau}^\tau = 0 \quad (3)$$

(3)式中: $i = 1, \dots, n$; $D_i = 0, 1$ 。 $Q_{\varepsilon_i^\tau}^\tau$ 是不可观测随机变量 ε_i^τ 的 τ 分位数。 θ^τ 则是 τ 分位点上的处理效应,即条件分位数处理效应(Conditional Quantile Treatment Effect, CQTE)。

在式(3)中,协变量 X_i 与受教育程度 D_i 均被视为外生的,即 $\varepsilon_i \perp (D_i, X_i)$,这就意味着 $Q_{wage_i | X_i, D_i}^\tau = X_i \beta^\tau + D_i \theta^\tau$ 。因此,通过 Koenker 和 Bassett (1978) 提供的方法即可得到未知参数的估计值:

$$(\hat{\beta}^\tau, \hat{\theta}^\tau) = \underset{\beta, \theta}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(wage_i - X_i \beta - D_i \theta) \quad (4)$$

(4)式中: $\rho_\tau(\mu) = \mu \times \{\tau - 1(\mu < 0)\}$, $\rho_\tau(\cdot)$ 是一个检测函数(Check Function),通过单纯形法就能有效估计待估参数。

由于 CQTE 假定协变量 X_i 与受教育程度 D_i 是外生的,但教育扩张政策对义务教育,尤其是大学教育配额限制的放宽使得原本不具有大学资质的个体获得大学教育机会,这就导致 $\varepsilon_i \perp (D_i, X_i)$ 的假定失效,继续利用条件分位数的外生处理效应估计教育收益率时就存在内生性问题。有鉴于此,本文将利用经济转型时期两次教育扩张政策提供的自然实验,根据政策变量对受教育程度的处理构造工具变量,采用条件分位数的内生处理效应模型予以解决(Abadie et al., 2002; Chernozhukov and Hansen, 2005)。

2. 无条件分位数处理效应

由于条件分位数回归的外生与内生处理效应模型仅能揭示受教育程度和教育扩张政策对于具有相同可观测群体非农收入分布的有条件影响,但学界和公共政策制定者更关心的可能是无论工作经验、性别与工作背景如何,教育扩张政策对于整体非农收入分布的无条件影响(朱平芳、张征宇, 2012; 朱平芳、邸俊鹏, 2017),此时则需引入无条件分位数的处理效应模型(Unconditional Quantile Treatment Effect, UQTE)。

对于非参数的无条件外生处理效应而言, Firpo (2007) 给出的识别策略与 CQTE 相似,即给定协变量 X 后,假定处理变量是外生并且独立于结果变量,根据可观测特征选择是否接受处理,从而保证受教育程度 D 的外生性,共同支撑假设(Common Support)满足 D 被处理的概

率非 0 非 1, 非参数的无条件外生处理效应(Δ^τ)可表述为:

$$\Delta^\tau = Q_{wage_i^1}^\tau - Q_{wage_i^0}^\tau$$

$$(\hat{\alpha}^\tau, \hat{\Delta}^\tau) = \underset{\alpha, \Delta}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^n W_i^F \times \rho_\tau(wage_i - \alpha - D_i \Delta) \quad (5)$$

(5)式中: $D_i = 0, 1$, $W_i^F = \frac{D_i}{p(x_i)} + \frac{1 - D_i}{1 - p(x_i)}$, $p(x_i) = \Pr[D_i = 1 | X_i = x_i]$ 为倾向得分, 表示被教育扩张政策处理的概率值; $\rho_\tau = \alpha \times \{\tau - 1(\alpha \leq 0)\}$; n 为样本量。

Firpo(2007)假定处理变量的外生性,但在教育与收入关系的研究中,处理变量往往具有自选择性,需要采用工具变量法进行因果识别。鉴于此,本文基于教育扩张政策提供的自然实验,在构造二元工具变量 E_i 的同时,借鉴 Frölich 和 Melly(2013)对于 Firpo(2007)研究的有效拓展,采用无条件分位数内生处理效应模型进行估计:

$$(\hat{\alpha}_IV, \hat{\Delta}_IV^\tau) = \underset{\alpha, \Delta}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^n W_i^{FM} \times \rho_\tau(wage_i - \alpha - E_i \Delta) \quad (6)$$

(6)式中: W_i^{FM} 的计算公式为: $W_i^{FM} = \frac{E_i - \Pr(E_i = 1 | X_i)}{\Pr(E_i = 1 | X_i) \{1 - \Pr(E_i = 1 | X_i)\}} (2D_i - 1)$ 。由于(6)式为二元加权分位数回归估计,当处理变量 $D_i = 1$ 时能够识别出 $\alpha_{IV} + \Delta_{IV}^\tau$; 当 $D_i = 0$ 时则仅能识别出 α_{IV} , 而 Δ_{IV}^τ 则由两个一元加权分位数回归估计得到。

四、数据与变量

(一) 数据

本文所用数据为 2014 年中国家庭收入调查数据(CHIP),该项目是由北京师范大学收入分配研究院和国家统计局联合开展执行。迄今为止,中国家庭收入调查数据已在 1989 年、1996 年、2003 年、2007 年以及 2014 年开展了五轮入户调查。CHIP 数据在抽样分层上与国家统计局的常规住户调查相类似,样本覆盖北京市等 31 个省、自治区、直辖市,具有较强的代表性,能够为本研究的顺利开展提供丰富的人口统计学特征以及收入与就业方面的相关信息。

一方面,本文遵循标准做法将样本中的缺失值、在校学生、离退休与失业人员等在劳动力市场上“不活跃”的个体剔除。另一方面,由于本文旨在检验教育扩张政策的非农收入分布效应,而 1986 年 4 月颁布的《中华人民共和国义务教育法》与 1998 年 12 月制定的《面向 21 世纪教育振兴行动计划》则为我们提供了两个“自然实验”。根据《中华人民共和国义务教育法》的规定,凡年满六周岁的适龄儿童应接受九年制义务教育,我国小学入学时间为每年 9 月,而 1971 年 9 月为农村劳动力受到义务教育改革影响的截断点^①(Cut-off)。同时,为了剔除“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 9 年出生的人群(1960—1980 年),年龄范围在 33~54 岁的个体作为基础教育改革的研究对象,经处理后得到有效样本 6 133 个。根据这一研究思路,结合高校扩招政策的推行时间,本文将 1981 年 9 月定义为高校扩招的截断点,同时剔除义务教育改革对受教育年限的外生冲击,最后将 1981 年 9 月前后 10 年出生的人群(1971—1990 年),年龄范围在 24~43 岁的个体作为高等教育

^①截断点时间由政策实施时间减去年龄和学制得到。

扩张的研究对象,经处理后得到有效样本 5 988 个。

(二) 变量说明

根据工资决定方程的设置,非农收入水平是本文的被解释变量。CHIP 数据提供了农村劳动力在 2013 年的收入总额,包括工资性收入和经营性收入两部分,工资性收入则涵盖了多种类型的货币补贴。选择工资性收入作为代理指标的原因在于教育通过提高劳动者技能水平对工资性收入的影响,在一定程度上大于通过提高管理水平对经营性收入的影响,并且该影响具有一定的延续性(谭银清等,2014)。^① 教育年限是工资决定方程中的核心解释变量,CHIP2014 提供了农村劳动力接受正规学历教育的年限数,在技术处理上,本文对教育年限做二元变量的设置。在考察义务教育改革的分布效应时,将教育年限在 9 年及以上的农村劳动力赋值为 1,表示受到基础教育改革的影响并接受了九年制义务教育,反之则赋值为 0;在考察高校扩招政策的分布效应时,将教育年限在 12 年以上的农村劳动力赋值为 1,表示受到高校扩招政策的影响并接受了大学(大专、硕博士)教育。

对于政策变量与工具变量的处理,根据前述两次教育扩张政策的截断点设置,我们将精确到月份的个体出生日期分别与义务教育改革和高校扩招政策的推行月份相减,将取值等于 0 或小于 0 的农村劳动力赋值为 1,表示受到教育扩张政策的处理;反之将大于 0 的赋值为 0,表示未受到政策的处理。此外,本文还将控制性别、民族、婚姻等农村劳动力的人口统计学特征。

(三) 统计描述

表 1 报告了工资决定方程所涉变量的统计描述。

表 1 教育扩张分布效应的统计描述

变量	定义	义务教育改革(N=6 133)			高校扩招(N=5 988)		
		处理组	控制组	双 T 检验	处理组	控制组	双 T 检验
政策变量	是否受到教育扩张政策的影响 (<i>Treatment</i> = 1)	0.461(0.499)					
非农收入	非农收入的对数值	10.134 (0.011)	9.991 (0.011)	-9.162 ***	10.151 (0.009)	10.127 (0.013)	-1.655 *
教育年限	接受正规学历教育的年限数	8.435 (0.044)	7.769 (0.040)	-11.297 ***	10.018 (0.048)	8.383 (0.044)	-25.075 ***
工作经验	年龄-教育年限-6	23.808 (0.082)	34.365 (0.064)	103.089 ***	11.745 (0.073)	24.336 (0.080)	116.962 ***
经验平方	工作经验×工作经验	585.663 (3.874)	1194.495 (4.432)	101.743 ***	154.987 (1.709)	609.982 (3.846)	113.575 ***
性别	男性=1;女性=0	0.635 (0.009)	0.686 (0.008)	4.193 ***	0.646 (0.008)	0.633 (0.009)	-1.050
家庭规模	兄弟姊妹数量,独生子女=0	2.119 (0.026)	3.250 (0.028)	29.228 ***	1.425 (0.019)	2.170 (0.027)	23.472 ***
民族	汉族=1;少数民族(壮、回、维吾尔、彝、苗、满、其他)=0	0.933 (0.004)	0.940 (0.004)	1.173	0.938 (0.004)	0.934 (0.005)	-0.712
婚姻	已婚(初婚、再婚)=1;未婚(同居、离异、丧偶、未婚)=0	0.932 (0.005)	0.967 (0.003)	6.454 ***	0.633 (0.008)	0.937 (0.005)	30.027 ***
健康	健康(非常好、好)=1;不健康(一般、不好、非常不好)=0	0.867 (0.006)	0.796 (0.007)	-7.416 ***	0.934 (0.004)	0.864 (0.007)	-9.083 ***
政治面貌	党员(共产党员、民族党派)=1;非党员(其他)=0	0.057 (0.004)	0.088 (0.005)	4.633 ***	0.045 (0.004)	0.059 (0.004)	2.500 **

注:括号内为标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

^①感谢审稿专家对于收入变量进行细致说明所给出的建议。

就核心变量而言,处理组中的非农收入对数值分别为 10.134 和 10.151,高于控制组中的 9.991 和 10.127。受到义务教育改革的影响,处理组中的教育年限为 8.435 年,接近义务教育法规定的法定教育年限,并且相对于控制组中的 7.769 年高出了约 0.7 年;受到高校扩招政策的影响,农村劳动力在处理组中的教育年限为 10.018 年,相对于控制组中的 8.383 年高出了约 1.7 年,表明两次教育扩张在一定程度上提高了农村劳动力的受教育程度。个体特征方面,男性样本在处理组中的占比分别为 63.5%和 64.6%。受到义务教育改革的影响,处理组具有更小的家庭规模,兄弟姊妹数量为 2.1 个,小于控制组中的 3.3 个,家庭规模在受到高校扩招政策影响下的处理组中则进一步下降到了 1.4 个,控制组家庭的兄弟姊妹数则为 2.2 个。

五、实证分析

(一) 基准回归

表 2 报告了基于普通最小二乘法的两次教育扩张政策对非农收入水平的影响。

表 2 教育扩张与非农教育收益的基准回归结果

变量	义务教育改革			高校扩招		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
教育年限	0.102 *** (0.024)	0.087 *** (0.024)	0.128 *** (0.040)	0.297 *** (0.037)	0.290 *** (0.041)	0.284 *** (0.066)
工作经验	0.001 (0.011)	0.008 (0.012)	-0.007 (0.014)	0.022 *** (0.006)	0.030 *** (0.007)	0.016 * (0.009)
经验平方	-0.0002 (0.0002)	-0.0003 * (0.0002)	-0.00008 (0.0002)	-0.0006 *** (0.0002)	-0.0007 *** (0.0002)	-0.0007 ** (0.0002)
性别	0.334 *** (0.022)	-	-	0.262 *** (0.017)	-	-
家庭规模	-0.019 *** (0.007)	-0.016 ** (0.008)	-0.026 *** (0.009)	-0.021 *** (0.008)	-0.028 *** (0.009)	-0.014 (0.011)
民族	0.134 *** (0.049)	0.173 *** (0.056)	0.043 (0.058)	0.116 ** (0.052)	0.174 *** (0.065)	0.022 (0.054)
婚姻	0.134 *** (0.029)	0.163 *** (0.032)	0.033 (0.065)	0.086 *** (0.022)	0.109 *** (0.026)	0.011 (0.030)
健康	0.153 *** (0.028)	0.182 *** (0.030)	0.093 ** (0.041)	0.154 *** (0.035)	0.183 *** (0.037)	0.104 ** (0.051)
政治面貌	-0.088 ** (0.037)	-0.097 ** (0.039)	-0.054 (0.071)	-0.042 (0.036)	-0.062 (0.045)	-0.019 (0.063)
常数项	9.645 *** (0.169)	9.807 *** (0.189)	9.998 *** (0.246)	9.518 *** (0.079)	9.596 *** (0.094)	9.80 *** (0.110)
观测值	6 133	4 064	2 069	5 988	3 835	2 153
R ²	0.1199	0.0668	0.0675	0.0823	0.0413	0.0533

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

义务教育改革方面,全样本、男性以及女性劳动力的非农教育收益率分别为 10.2%、8.7%以及 12.8%,表明相对于未受到政策处理的农村劳动力而言,基础教育改革将上述群体的教育收益率分别提高了 10.2、8.7 以及 12.8 个百分点,并且对女性非农收入水平的增进作用高于男性。高校扩招方面,教育年限在全样本、男性以及女性样本中的估计值分别为 0.297、0.290 以及 0.284,假定大学教育的学制为 4 年,各群体的大学教育收益率分别为 7.4%、7.3%以及 7.1%。与义务教育改革不同的是,高校扩招政策对男性非农收入水平的提升作用相对女性要高出 0.15 个百分点。

从基准回归的估计结果上看,基础教育改革和高校扩招政策对性别教育收益率的影响存在一定的差异。最大维持不平等理论可对这一现象进行解释:相对基础教育而言,高等教育是更高层级的学历教育形式,而男性相对于女性在劳动力市场上更具优势,教育扩张总是满足优势群体的利益诉求后,才会自发转向弱势群体。当基础教育改革满足男性对义务教育的有效诉求时,男性劳动力的教育诉求转向高等教育层级,基础教育的政策福利转向女性劳动力,从而造成女性义务教育收益率高于男性,而男性在高等教育收益率上高于女性。

基准回归的估计结果表明经济转型时期的两次教育扩张政策对于非农收入水平的提高具有积极意义。但是,大多数文献验证了工资决定方程中教育与收入的关系存在内生性问题,传统处理办法则是寻找合适的工具变量,利用两阶段的工具变量法纠正内生性偏误。因此,表3报告了工具变量法的第二阶段估计结果。从Cragg-Donald Wald检验的 F 统计量上看, F 统计量超过10,表明前述研究设计中将教育政策作为工具变量的技术处理是有效的,拒绝存在弱工具变量的可能。具体看来,义务教育改革方面,全样本、男性以及女性劳动者的非农教育收益率分别21.6%、16.5%以及29.3%,义务教育对女性非农收入水平的增进作用高于男性;高校扩招方面,教育年限的估计值分别为0.759、0.872以及0.524,相应的大学教育年收益率分别为19.0%、21.8%以及13.1%,大学教育对男性非农收入水平的提升作用高于女性。此外,与表2提供的基准回归结果相比较后发现,非农教育回报率在工具变量法下的参数估计值显著提高,表明OLS低估了各样本的教育收益率,而这与理论预期较为一致。

表3 教育扩张与非农教育收益率的工具变量回归结果

变量	义务教育改革			高校扩招		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
教育年限	0.216 *** (0.062)	0.165 ** (0.079)	0.293 *** (0.098)	0.759 *** (0.112)	0.872 *** (0.157)	0.524 *** (0.161)
工作经验	0.005 (0.009)	0.010 (0.011)	-0.001 (0.014)	0.067 *** (0.012)	0.086 *** (0.017)	0.039 ** (0.018)
经验平方	-0.0002 * (0.0001)	-0.0004 * (0.0002)	-0.00009 (0.0002)	-0.002 *** (0.0003)	-0.002 *** (0.0004)	-0.001 *** (0.0004)
性别	0.333 *** (0.015)	-	-	0.270 *** (0.015)	-	-
家庭规模	-0.020 *** (0.005)	-0.017 *** (0.006)	-0.026 *** (0.008)	-0.018 *** (0.006)	-0.024 *** (0.008)	-0.013 (0.009)
民族	0.130 *** (0.031)	0.171 *** (0.037)	0.034 (0.055)	0.117 *** (0.031)	0.185 *** (0.041)	0.015 (0.045)
婚姻	0.128 *** (0.033)	0.156 *** (0.038)	0.040 (0.068)	0.068 *** (0.019)	0.077 *** (0.025)	0.012 (0.031)
健康	0.156 *** (0.021)	0.183 *** (0.026)	0.10 *** (0.035)	0.156 *** (0.026)	0.184 *** (0.032)	0.104 *** (0.043)
政治面貌	-0.117 *** (0.037)	-0.117 *** (0.042)	-0.094 (0.074)	-0.126 *** (0.040)	-0.158 *** (0.049)	-0.071 (0.069)
常数项	9.491 *** (0.155)	9.707 *** (0.194)	9.750 *** (0.257)	9.064 *** (0.122)	9.041 *** (0.166)	9.564 *** (0.176)
观测值	6 133	4 064	2 069	5 988	3 835	2 153
R^2	0.1129	0.0634	0.0515	0.0491	-0.0094	0.0425
F 统计值	481.352	296.551	181.402	504.8	275.051	218.129

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

(二) 条件分位数的处理效应估计

基准回归与工具变量法都发现教育扩张能够显著提高农村劳动力的非农收入水平,并且义务教育改革与高校扩招政策对性别教育收益率的影响存在差异:基础教育改革对于促进女性非农收入的作用高于男性,高等教育扩张则对男性非农收入的促进作用高于女性。但是,OLS 与 2SLS 均无法回答本文的研究问题:两次教育扩张政策究竟表现为何种形式的分布效应?同时,利用 OLS 估计教育收益率时可能低估教育的个体增收效应,而利用 2SLS 则可能高估教育的个体增收效应,并且估计结果还容易受到极端值(Outlier)的扰动。因此,本部分将分别利用有条件分位数处理效应(CQTE)与无条件分位数处理效应(UQTE)估计教育改革的分布效应。相对于均值回归,分位数处理效应具有两方面优势:第一,能够刻画非农收入在不同分位点上的分布效应;第二,能够通过最小化的绝对偏移进行参数估计,从而纠正极端值的扰动。

表 4 报告了义务教育改革的 CQTE 估计结果。在条件外生处理效应中,教育收益率在 0.1 分位点上为 13.2%,随着收入分位点的上升,教育收益率在中位数上,也就是 0.5 分位点上下降到了 8.6%,但随着收入分位点再次上升到 0.95 时,教育收益率又上升到了 12.4%。义务教育改革影响非农收入水平的分布效应表明:基础教育改革对于收入分布两端的劳动力具有最强的个体增收效应,并且 0.1 分位点上的教育收益率高于 0.95 分位点,表明针对低收入群体提供基础教育有助于缩小因人力资本因素引致的工资收入差距。

表 4 义务教育改革的条件分位数处理效应估计(CQTE)结果

τ	条件外生处理效应			条件内生处理效应		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
$\tau=0.1$	0.132 *** (0.038)	0.159 *** (0.054)	0.104 (0.065)	0.177 ** (0.079)	0.193 * (0.101)	0.099 (0.123)
$\tau=0.25$	0.120 *** (0.022)	0.117 *** (0.032)	0.138 *** (0.043)	0.144 ** (0.057)	0.077 (0.059)	0.187 * (0.097)
$\tau=0.5$	0.086 *** (0.014)	0.077 *** (0.023)	0.108 *** (0.033)	0.116 *** (0.038)	0.111 ** (0.049)	0.140 ** (0.058)
$\tau=0.75$	0.080 *** (0.017)	0.068 *** (0.023)	0.104 *** (0.034)	0.139 *** (0.043)	0.126 ** (0.050)	0.166 ** (0.071)
$\tau=0.95$	0.124 *** (0.047)	0.063 (0.065)	0.216 *** (0.070)	0.129 (0.091)	0.149 (0.094)	0.238 * (0.137)

注:条件外生处理效应中括号内报告的是自助法标准误,条件内生处理效应中括号内报告的是标准误;
*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

在条件内生处理效应中,义务教育改革的影响范围是识别异质性教育收益率的工具变量。从全样本的参数估计值中可以看出,教育收益率在 0.1 分位点上为 17.7%,但随着收入分位点的不断上升,教育收益率由中低分位点上的 14.4%,下降到了中位数上的 11.6%,而在中高分位点上则上升到了 13.9%,而在 0.95 分位点上又下降到了 12.9%,这一变动趋势与条件外生处理效应的参数估计值大体相同。总体上看,条件内生与外生处理效应对于教育收益率的估计在参数方向与变动趋势上大致相同,仅在参数估计值的绝对量上存在区别,条件内生处理效应模型的参数估计值高于外生处理效应模型,表明教育与收入关系中的内生性问题低估了义务教育改革对非农收入的异质性影响,这一点也与 OLS 和 2SLS 的估计结论大体相同。

表 4 还提供了男性与女性教育收益率的分样本回归结果。从条件内生处理效应中可以

发现,义务教育改革对非农收入水平的影响存在性别差异。随着收入分位点的上升,男性教育收益率先下降再上升,教育收益率在 0.1 分位点上的参数估计值为 19.3%,高于 0.95 分位点上的 14.9%,表明义务教育改革显著提高了低收入男性的非农收入。与男性所不同的是,随着收入分位点的上升,女性教育收益率除了在 0.5 分位点上小幅下降以外,整体上呈现出不断上升的趋势,教育收益率在 0.95 分位点上为 23.8%,相对于 0.1 分位点上的 9.9%高出了近 14 个百分点,表明义务教育改革显著提高了高收入女性的非农收入。

表 5 报告了高校扩招的 CQTE 估计结果。从条件内生处理效应的估计结果上看,大学教育回报率在全样本中的条件分布类似于 W 型曲线,教育收益率在 0.1、0.25、0.5、0.75 以及 0.95 分位点上分别为 46.3%、31.5%、42.6%、34.1%以及 46.2%,相应的大学教育年收益率分别为 11.6%、7.9%、10.7%、8.5%以及 11.6%。在具有相同可观测特征的群体中,高校扩招并未表现出对于某群体非农增收的倾向性,大学教育收益率在低分位点与高分位点上的参数估计值大体相同,表明大学配额限制的放宽与入学机会的增加并未向低收入群体倾斜,而是相对平等地分布在不同收入群体之间。从这一点上看,高校扩招虽然提高了非农收入水平,但却未能通过分布效应降低农村组内的工资收入差距,现阶段的大学教育实际上在具有相同可观测特征群体中维护了既有的阶层固化。

表 5 高校扩招的条件分位数处理效应估计(CQTE)结果

τ	条件外生处理效应			条件内生处理效应		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
$\tau = 0.1$	0.270 ** (0.092)	0.263 ** (0.122)	0.244 (0.150)	0.463 * (0.258)	0.347 (0.293)	0.412 ** (0.191)
$\tau = 0.25$	0.280 ** (0.052)	0.284 *** (0.060)	0.195 ** (0.084)	0.315 ** (0.143)	0.391 ** (0.174)	0.248 * (0.130)
$\tau = 0.5$	0.259 *** (0.034)	0.261 *** (0.044)	0.213 *** (0.054)	0.426 *** (0.099)	0.432 ** (0.189)	0.399 *** (0.098)
$\tau = 0.75$	0.259 *** (0.026)	0.226 *** (0.046)	0.289 *** (0.039)	0.341 *** (0.095)	0.367 ** (0.159)	0.351 *** (0.097)
$\tau = 0.95$	0.346 *** (0.062)	0.305 *** (0.055)	0.558 *** (0.122)	0.462 *** (0.106)	0.445 *** (0.138)	0.504 *** (0.110)

注:条件外生处理效应中括号内报告的是自助法标准误,条件内生处理效应中括号内报告的是标准误;
*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

分样本方面,从条件内生处理效应中可以看出,男性与女性的大学教育分布效应存在一定的趋同,都在某种程度上表现为高校扩招的福利效应被高收入群体所稀释,因而大学教育不断拉开了高-低收入群体的组内收入差距。具体看来,男性大学教育收益率在 0.1、0.25、0.5、0.75 以及 0.95 分位点上分别为 34.7%、39.1%、43.2%、36.7%以及 44.5%,高分位点上的大学教育收益率比低分位点上高出近 10 个百分点;女性大学教育收益率在各分位点上分别为 41.2%、24.8%、39.9%、35.1%以及 50.4%,高分位点上的大学教育收益率比低分位点上高出 9.2 个百分点。

不同分位点上大学教育收益率的性别差异显示出高校扩招对不同群体的个体增收机制存在差异。男性大学教育收益率在 0.1 到 0.5 分位点上呈现出不断上升的趋势,但在 0.5 到 0.95 分位点上却表现出先下降再上升的趋势,说明高校扩招政策能够促进低收入男性的减贫增收,帮助他们步入中等收入群体,但是对于如何提高中等收入群体的非农收入水平,帮助他们迈入高收入群体的作用却并不明显。与男性所不同的是,女性大学教育收益率在 0.1

到0.5分位点上呈现出先下降再上升的变动趋势,说明高校扩招未能帮助低收入女性的减贫增收,实现低收入向中等收入的均质收敛,但在0.5到0.95分位点上则表现出先下降再上升的趋势,说明大学教育有助于提高中等收入女性的非农收入水平,帮助她们迈入高收入阶层。

(三) 无条件分位数的处理效应估计

条件分位数处理效应刻画的是教育扩张政策对具有相同可观测特征群体的异质性影响。但是,CQTE的经济学意义往往基于过多乃至不必要的个体特征,估计结果就可能与政策制定者所关心的初衷相悖。对于教育政策制定者来说,他们更关心的往往是教育扩张政策对于整个非农收入分布的无条件影响或者说是边际影响(Marginal Effect),而无论劳动者的性别、工作经验、民族等个体特征如何。

针对CQTE的研究不足,表6报告了义务教育改革的UQTE估计结果。从无条件外生处理效应中可以看出,第(2)列呈现的全样本回归结果表明,义务教育阶段的非农教育收益率在不同收入分位点上呈现出倒V型的变化趋势,0.1分位点上的教育收益率为18.2%,相对于0.95分位点上的14.3%高出了3.9个百分点。第(3)列与第(4)列的分样本回归结果显示,男性教育收益率从低分位点到高分位点上呈现出W型的变化趋势,教育收益率在0.1分位点上为18.2%,比0.95分位点上的11%高出了7.2个百分点;女性教育收益率在不同分位点上的变化则呈现出“凹”字型趋势,0.95分位点上的教育收益率为22.3%,比0.1分位点上18.2%高出了4.1个百分点。

在无条件内生处理效应中,第(5)列显示的全样本回归结果表明,义务教育改革对各收入分位点上的非农收入水平具有正向显著的促进作用,由于内生处理效应进一步考虑了政策处理变量的内生性问题,因而参数估计值在绝对量上要高于外生处理效应模型。第(6)列报告的男性教育收益率显示,低分位点上的教育收益率为46.7%,高于高分位点上的13.5%。与外生处理效应所不同的是,第(7)列报告的女性教育收益率表明,女性在0.1分位点上的教育收益率为57.3%,显著高于0.95分位点上的32.9%,说明基础教育改革能够显著提高低收入女性的非农收入,仅考虑教育收益率的组内差异时有利于缩小高-低收入群体的工资差异。

表6 义务教育改革的无条件分位数处理效应估计(UQTE)结果

τ	无条件外生处理效应			无条件内生处理效应		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
$\tau=0.1$	0.182 *** (0.032)	0.182 *** (0.053)	0.182 *** (0.055)	0.380 ** (0.152)	0.467 (0.295)	0.573 ** (0.237)
$\tau=0.25$	0.182 *** (0.026)	0.105 *** (0.027)	0.223 *** (0.048)	0.337 ** (0.138)	0.239 (0.154)	0.621 *** (0.199)
$\tau=0.5$	0.205 *** (0.017)	0.182 *** (0.025)	0.182 *** (0.026)	0.363 *** (0.095)	0.356 *** (0.109)	0.234 * (0.124)
$\tau=0.75$	0.227 *** (0.016)	0.105 *** (0.019)	0.182 *** (0.030)	0.364 *** (0.090)	0.356 *** (0.101)	0.218 * (0.120)
$\tau=0.95$	0.143 *** (0.027)	0.110 ** (0.043)	0.223 *** (0.052)	0.209 (0.158)	0.135 (0.171)	0.329 *** (0.119)

注:括号内报告的是标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著;trim=0.05。

最后,我们还将教育收益率的 CQTE 与 UQTE 的估计结果进行了横向比较,结果发现条件外生与无条件外生处理效应的估计结果较为接近,但无条件内生处理效应的参数估计值则显著高于条件内生处理效应,并且与工具变量的估计结果较为接近。需要指出的是,无论是 CQTE 还是 UQTE 的估计结果,均能捕捉基础教育改革在不同收入分位点上的异质性分布,但由于无条件分位数处理效应模型放宽了对于农村劳动力可观测特征相似性的要求,从而造成了二者的估计结果存在一定的差异。

表 7 报告了利用 UQTE 估计的高等教育的无条件分布效应。当不考虑政策处理变量的内生性时,第(2)列报告的全样本估计值显示,由于无条件外生处理效应模型放宽了对于农村劳动力可观测特征相似的要求后,揭示了高校扩招政策对非农收入分布的无条件影响类似于倒 V 型曲线,这一点与 CQTE 外生处理效应所估计的 N 字型曲线略有不同。第(3)列与第(4)列分别报告了高校扩招对男性与女性大学教育收益率的异质性影响,该影响在非农收入的无条件分布中呈现出一定的趋同:性别教育收益率与收入分位点的变化方向相反,即随着收入分位点上升,性别收益率下降。具体看来,男性与女性的大学教育收益率分别由 0.1 分位点上的 32.5% 与 40.5%,下降到了 0.75 分位点上的 12.8% 和 28.8%,直到 0.95 分位点才略微上升到 22.3% 和 33.3%。

UQTE 的外生处理效应揭示了高校扩招政策对非农收入分布的平等化的积极意义,而这一点与 CQTE 的估计结果表现出很大的不同。当放松对于可观测特征相同的假定后,大学扩招对低收入群体的增收作用大于高收入群体,并且对于提高女性非农收入的积极意义大于男性。相对于高收入群体与男性而言,低收入群体与女性都是相对弱势的群体,高校扩招政策更多地提高了弱势群体的非农收入,因而对于促进收入分布的平等化具有积极意义。

表 7 还提供了无条件内生处理效应的估计结果。第(5)列报告的全样本估计结果表明,当考虑政策变量的内生性后,各分位点上的大学教育收益率高于第(2)列的外生处理效应,并且在中低和中高分位点上具有统计显著性。第(6)、(7)列报告了男性与女性大学教育收益率的分样本回归结果,性别教育收益率从低分位点到高分位上呈现出单调下降的趋势,并且低分位点上的大学教育收益率高于高分位点上,表明大学扩招有利于促进低收入群体的个体增收,但就教育收益率的性别差异而言,大学教育更有利于提高男性劳动力的非农收入水平。

表 7 高校扩招的无条件分位数处理效应估计(UQTE)结果

τ	无条件外生处理效应			无条件内生处理效应		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
$\tau=0.1$	0.223 *** (0.079)	0.325 *** (0.072)	0.405 *** (0.107)	0.877 (0.715)	1.239 (2.354)	0.877 (0.715)
$\tau=0.25$	0.234 *** (0.031)	0.223 *** (0.057)	0.336 *** (0.048)	0.757 ** (0.313)	0.801 (0.832)	0.757 ** (0.313)
$\tau=0.5$	0.182 *** (0.023)	0.154 *** (0.031)	0.329 *** (0.040)	0.703 ** (0.335)	1.158 *** (0.393)	0.703 ** (0.335)
$\tau=0.75$	0.105 *** (0.023)	0.128 *** (0.034)	0.288 *** (0.038)	0.923 *** (0.277)	0.882 *** (0.310)	0.923 *** (0.277)
$\tau=0.95$	0.154 ** (0.074)	0.223 *** (0.066)	0.333 *** (0.068)	0.537 (0.716)	0.246 (0.530)	0.537 (0.716)

注:括号内报告的是标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;trim=0.001。

(四) 稳健性检验

本部分将对前面的分位数处理效应估计结果进行稳健性检验。具体说来,首先对被解释变量进行替换,将年收入水平折算成月收入水平,旨在剔除工资收入的测量误差以及劳动生产率的长期影响;其次在研究方法上采用 Powell (2013) 提供的广义分位数回归框架 (Generalized Quantile Regression, GQR),旨在从方法异质性的视角对研究结论进行检验,表 8 报告了 GQR 的估计结果。

义务教育改革方面,第(2)列给出的全样本估计值在绝对量上接近无条件外生处理效应模型的估计结果,但是教育收益率的变动趋势却与 UQTE 表现出一定的不同,即随着收入分位点的上升,教育收益率不断下降,直到 0.95 分位点才略微上升至 10.5%。第(3)—(4)列为义务教育改革对性别教育收益率的影响,性别教育收益率的变化趋势与表 4 提供的 CQTE 外生处理效应和表 6 提供的外生处理效应较为近似,表明本文利用分位数处理效应评估义务教育改革的个体增收效应在估计结果和变化趋势上较为稳健。

高校扩招方面,第(5)列报告的全样本回归表明,低分位点上的大学教育收益率为 33.4%,略高于高分位点上的 32.4%。第(6)列报告的男性大学教育收益率在不同分位点上呈现出 M 型的变化趋势,大学教育收益率在低分位点上为 30.6%,高于高分位点上的 29%,这一点与 UQTE 的估计结果基本一致,表明高校扩招与大学教育更有利于促进低收入男性的个体增收。从第(7)列报告的估计结果上看,女性大学教育收益率在低分位点上为 41.5%,比高分位点上的 50.3%低了 8.8 个百分点,而这一变动趋势则与 CQTE 的估计结果大体相同。

表 8 教育扩张政策的广义一般分位数回归结果 (GQR)

τ	义务教育改革			高校扩招		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
$\tau=0.1$	0.176 *** (0.037)	0.161 *** (0.023)	0.143 *** (0.051)	0.334 *** (0.047)	0.306 *** (0.113)	0.415 *** (0.081)
$\tau=0.25$	0.145 *** (0.027)	0.097 *** (0.035)	0.233 *** (0.027)	0.305 *** (0.073)	0.311 *** (0.065)	0.295 * (0.171)
$\tau=0.5$	0.088 ** (0.043)	0.081 (0.051)	0.155 * (0.087)	0.247 *** (0.059)	0.270 ** (0.110)	0.225 (0.143)
$\tau=0.75$	0.068 ** (0.029)	0.068 *** (0.024)	0.099 *** (0.036)	0.342 *** (0.061)	0.361 *** (0.090)	0.359 ** (0.045)
$\tau=0.95$	0.105 *** (0.037)	0.071 *** (0.017)	0.213 ** (0.019)	0.324 *** (0.017)	0.290 *** (0.033)	0.503 *** (0.061)

注:括号内报告的是标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

六、结论与政策启示

本文利用北京师范大学收入分配研究院提供的中国家庭收入调查数据 (CHIP2014) 农村居民适用卷,采用有条件分位数与无条件分位数处理效应模型,实证考察了经济转型时期两次教育扩张政策对农村劳动力教育收益率的异质性影响,得到研究结果如下:

第一,经济转型时期的两次教育扩张政策显著提高了农村劳动力的受教育程度。义务教育改革将样本劳动力的教育年限提高到了 8.4 年,接近义务教育法规定的年限数;未受改

革影响劳动力的教育年限则为 7.8 年,相当于初中一年级的受教育程度。高校扩招政策则将样本劳动力的教育年限提高到了 10 年,相对于未受到扩招政策影响的 8.3 年高出了约 1.7 年。

第二,基准回归揭示了两次教育扩张对农村劳动力的非农收入具有正向显著的促进作用。基础教育改革对于女性收入的促进作用高于男性,而高校扩招政策则对男性具有更强的个体增收效应。工具变量法则显示出义务教育改革和高校扩招政策是强工具变量,2SLS 的参数估计值高于 OLS。

第三,CQTE 刻画了教育扩张政策对具有相同可观测特征群体非农收入分布的异质性影响,结果发现:在条件外生处理效应模型中,义务教育改革对非农收入的影响类似于 V 型曲线,在条件内生处理效应模型中则表现为倒 N 型曲线;分样本回归显示出男性在低分位点上的教育收益率高于女性,但在高分位点上的教育收益率低于女性,表明义务教育改革能够更好地促进低收入男性与高收入女性的个体增收。高校扩招对非农收入分布的影响在条件内生处理效应模型中类似于 W 型曲线,但分样本回归表明男性与女性在低分位点上的教育收益率均小于高分位点,表明高校扩招对于性别教育收益率的组内差异具有“马太效应”。

第四,UQTE 刻画了教育扩张政策在整个非农收入分布中的分布效应,结果发现:义务教育改革对教育收益率的影响在外生处理效应中类似于倒 V 型曲线,当考虑处理变量的内生性时,内生处理效应提高了教育收益率的参数估计值。义务教育改革能够同时促进低收入男性与女性的非农收入水平,并且女性教育收益率高于男性,表明义务教育改革有利于缩小教育收益率的组内、组间差异。由于高校扩招对低收入群体的增收作用大于高收入群体,并且在外生处理效应模型中,女性在低-高收入分位点上的教育收益率均高于男性,显示出大学扩招对于推动不同收入群体非农收入的平等化可能具有一定的积极意义。

本文以教育扩张政策为切入点,利用异质性的研究方法评价了教育改革对于非农收入的影响。从研究方法上看,如果本文以有条件分位数处理效应的估计结果作为研究结论的话,那么将会发现经济转型时期的教育扩张政策虽然提高了农村劳动力的非农收入水平,但却存在通过教育收益率扩大性别收入差距的可能性。进一步的,当我们将学校教育视作供给侧,将劳动力市场需求视为需求侧时,以教育收益率为媒介的政策效果评价表明,义务教育改革与高校扩招政策对于促进非农收入的均等化并未产生积极意义。但是,当我们继续采用无条件分位数回归以及广义分位数回归框架进行异质性估计时,所得结论就与有条件分位数处理效应的估计结果完全不同,并且发现教育扩张对于缩小农村组内收入差距与性别组间收入差距可能具有“公平效应”而非“马太效应”。因此,无论是从学术研究还是从政策效果评价的视角上看,采用多种方法进行公共教育政策的效果评价,实现教育与收入的因果关系推断都是十分有必要的。^①

本文得到如下研究启示:首先,应充分发挥人力资本与教育人力资本在调节收入差距中的分配性功能,在新时代继续办让好人民满意的基础教育和高等教育;其次,基础教育和高等教育对于提高低收入女性的收入水平具有重要的作用,应重视与加大对女性的教育人力资本投资,尤其是加大对中西部与贫困地区女性的教育人力资本投资,通过提高女性受教育程度与教育收益率,缩小因人力资本因素引致的性别收入差距,切实阻断贫困的代际传递。

^①感谢审稿人指出文章需要明确不同方法所得到的研究结论。

最后,如何进一步提高位于中位数上的非农收入水平,帮助中等收入群体顺利跃迁至中高以及高收入阶层,摆脱非农收入的“中等收入陷阱”将是我们后续研究的可能方向。

参考文献:

- 1.常进雄、阮天成、常大伟,2018:《扩招对我国城乡教育平等的影响研究——基于大学教育回报率与大学入学机会的视角》,《学术研究》第7期。
- 2.初帅、孟凡强,2017:《高校扩招与教育回报率的城乡差异——基于断点回归的设计》,《南方经济》第10期。
- 3.方超、黄斌,2019:《高校扩招政策能够提高农村劳动力的大学教育收益吗?》,《清华大学教育研究》第1期。
- 4.方超、罗英姿,2017:《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》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 5.黄斌、钟晓琳,2012:《中国农村地区教育与个人收入——基于三省六县入户调查数据的实证研究》,《教育研究》第3期。
- 6.李春玲,2003:《文化水平如何影响人们的经济收入——对目前教育的经济收益率的考察》,《社会学研究》第3期。
- 7.梁润,2011:《中国城乡教育收益率差异与收入差距》,《当代经济科学》第6期。
- 8.刘生龙、胡鞍钢,2018:《大学教育回报:基于大学扩招的自然实验》,《劳动经济研究》第4期。
- 9.刘生龙、胡鞍钢,2019:《效率与公平:高校扩招与高等教育回报的分位数处理效应》,《学术研究》第4期。
- 10.刘生龙、周绍杰、胡鞍钢,2016:《义务教育法与中国城镇教育回报率:基于断点回归设计》,《经济研究》第2期。
- 11.刘万霞,2011:《我国农民工教育收益率的实证研究——职业教育对农民收入的影响分析》,《农业技术经济》第5期。
- 12.刘泽云、邱牧远,2011:《中国农村工资性就业教育收益率的估计》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第6期。
- 13.卢晶亮,2018:《城镇劳动者工资不平等的演化:1995—2013》,《经济学(季刊)》第17卷第4期。
- 14.孟凡强、邓保国,2014:《劳动力市场户籍歧视与城乡工资差异——基于分位数回归与分解的分析》,《中国农村经济》第6期。
- 15.屈小博,2013:《培训对农民工人力资本收益贡献的净效应——基于平均处理效应的估计》,《中国农村经济》第8期。
- 16.苏群、冯波、吴奇峰,2017:《教育质量、户籍歧视与城乡劳动力工资差异——基于分位数回归与分解方法》,《宏观质量研究》第2期。
- 17.谭银清、王钊、陈益芳,2014:《受教育程度对我国农民收入来源和结构的影响》,《西部论坛》第7期。
- 18.王德文、蔡昉、张国庆,2008:《农村迁移劳动力就业与工资决定:教育与培训的重要性》,《经济学(季刊)》第7卷第4期。
- 19.王鹏,2017:《“农转非”、人力资本回报与收入不平等——基于分位数回归分解的方法》,《社会》第5期。
- 20.王文静,2019:《高校扩招、教育收益率与城乡收入阶层分化——基于断点回归的分析》,《税务与经济》第1期。
- 21.杨锦英、马良、方峥、何翠香,2016:《中国城镇地区性别工资差异问题新探——基于无条件分位数回归和再次分解方法》,《政治经济学评论》第1期。
- 22.杨娟、高曼,2015:《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》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第6期。
- 23.姚先国、张海峰,2004:《中国教育回报率估计及其城乡差异分析——以浙江、广东、湖南、安徽等省的调查数据为基础》,《财经论丛》第6期。
- 24.赵力涛,2006:《中国农村教育收益率研究》,《中国社会科学》第3期。
- 25.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。
- 26.周春芳、苏群,2018:《我国农民工与城镇职工就业质量差异及其分解——基于RIF无条件分位数回归的分解方法》,《农业技术经济》第6期。
- 27.朱平芳、邸俊鹏,2017:《无条件分位数处理效应方法及应用》,《数量经济技术经济研究》第2期。
- 28.朱平芳、张征宇,2012:《无条件分位数回归:文献综述与应用实例》,《统计研究》第3期。

29. Abadie, A., J.D. Angrist, and G. Imbens. 2002. "Instrumental Variables Estimates of the Effects of Subsidized Training on the Quantiles of Trainee Earnings." *Econometrica* 70(1):91–117.
30. Chen, G., and S. Hamori. 2009. "Economic Returns to Schooling in Urban China: OLS and the Instrumental Variables Approach." *China Economic Review* 20(2):143–152.
31. Chernozhukov, V., and C. Hansen. 2005. "An IV Model of Quantile Treatment Effects." *Econometrica* 73(1):245–261.
32. De Brauw, A., and S. Rozelle. 2008. "Reconciling the Returns to Education in Off-Farm Wage Employment in Rural China." *Review of Development Economics* 12(1):57–71.
33. Fang, H., J.A. Rizzo, S. Rozelle, and R.J. Zeckhauser. 2012. "The Returns to Education in China: Evidence from the 1986 Compulsory Education Law." NBER Working Paper 18189.
34. Feng, Shuaizhang, and Gaojie Tang. 2019. "Accounting for Urban China's Rising Income Inequality: The Roles of Labor Market, Human Capital, and Marriage Market Factors." *Economic Inquiry* 57(2):997–1015.
35. Firpo, S. 2007. "Efficient Semiparametric Estimation of Quantile Treatment Effects." *Econometrica* 75(1):259–276.
36. Frölich, M., and B. Melly. 2010. "Estimation of Quantile Treatment Effects with Stata." *Stata Journal* 10(3):423–457.
37. Frölich, M., and B. Melly. 2013. "Unconditional Quantile Treatment Effects under Endogeneity." *Journal of Business & Economic Statistics* 31(3):346–357.
38. Koenker, R., and G. Bassett. 1978. "Regression Quantiles." *Econometrica* 46(1):33–50.
29. Lu, Ming, and Xi Zhang. 2019. "Towards an Intelligent Country: China's Higher Education Expansion and Rural Children's Senior High School Participation." *Economic Systems* 43(2):1–14.
40. Mincer, J. 1958. "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution." *Journal of Political Economy* 66(4):281–302.
41. Powell, D. 2013. "A New Framework for Estimation of Quantile Treatment Effect: Nonseparable Disturbance in the Presence of Covariates." RAND Working Paper Series, No. WR-824-1.
42. Psacharopoulos, G., and H. A. Patrinos. 2002. "Returns to Investment in Education: A Further Update." *Education Economics* 12(12):111–134.

Educational Expansion and Its Returns of Rural Labor Force: Heterogeneity Estimation Based on the Quantile Treatment Effect

Fang Chao and Huang Bin

(School of Public Administration, Nanjing University of Finance and Economics)

Abstract: Based on data of CHIP rural household survey in 2014 and Quantile Treatment Effect (QTE) model, this paper examines the impact of two education expansion on the educational returns of rural labor force. The results show that basic education is more conducive to women's income, while college education has a stronger effect on men's income. Further analyses show that: Conditioned QTE finds that basic education can improve the non-agricultural income of low-income men and high-income women, while college education has "fair effect" on narrowing men's wage gap, but it has Matthew effect on women. The UQTE shows that the expansion of education can narrow the wage income gap caused by human capital, which has positive significance for promoting the equality of non-agricultural income of different groups. Therefore, further promoting the development of education and improving women's investment in human capital may better practice the distributive function of education in poverty reduction.

Keywords: Rural Labor Force, Education Expansion, Educational Returns, Gender Difference, Quantile Treatment Effect

JEL Classification: I2, I28, J24

(责任编辑:彭爽)