

■ 教育与经济

DOI:10.15998/j.cnki.issn1673-8012.2023.03.004

教育扩张政策与流动人口的教育收益率



方超

(南京财经大学 公共管理学院, 南京 210023)

摘要:近年来,随着新的“读书无用论”甚嚣尘上,学历教育的社会经济价值以及教育扩张政策的收入分配效应成为公共教育政策效果评价领域的热点研究问题。基于流动人口卫生计生动态监测调查数据,通过流动人口教育收益率的测量,从劳动力市场的视角评估教育扩张政策的社会经济价值。研究发现:第一,教育扩张政策具有较强的教育价值,一方面提高了流动人口的受教育程度,另一方面显示出男性在义务教育和大学教育参与率上高于女性;第二,教育扩张政策具有较强的经济价值,利用工具变量法纠正基准估计中的内生性偏差后发现,义务教育改革和高校扩招能将全体、男性、女性流动人口的教育收益率分别提高362%、353.1%、442.9%和14.3%、7.4%、28.4%;第三,进一步利用无条件分位数回归及广义分位数回归框架的异质性分析发现,义务教育改革和高校扩招对于流动人口工资水平的影响表现为V和倒V型曲线。从分配效应上看,义务教育改革有助于缩减流动人口的组内工资收入差距,但高校扩招政策扩大了组内工资差距。因此,应继续深化教育事业改革,有针对性地向低收入群体和相对贫困家庭供给优质均衡的义务教育和高等教育机会,同时用好、用活多种形式的教育补贴,以期更好地发挥公共教育扩张政策的收入分配效应,助力教育事业推进相对贫困的有效治理。

关键词:教育扩张;义务教育改革;高校扩招;教育收益率;工具变量

[中图分类号]G646;G467.2 [文献标志码]A [文章编号]16738012(2023)03005212

改革开放以来,中国教育事业在基础教育和高等教育扩张政策的推动下取得了较大发展。1986年《中华人民共和国义务教育法》(以下简称《义务教育法》)开启了九年制义务教育改革,1998年《面

修回日期:20221123

基金项目:江苏省社会科学基金青年项目“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”(20JYC007);江苏省教育科学“十四五”规划重点课题“经济转型时期教育扩张政策的代际传递效应研究”(B/2021/01/91);南京财经大学高等教育与改革发展一般课题“教育扩张政策的代际传递效应研究”(GJGF202125)

作者简介:方超,男,江苏南京人,南京财经大学公共管理学院副教授,主要从事教育经济研究。

引用格式:方超.教育扩张政策与流动人口的教育收益率[J].重庆高教研究,2023,11(3):5263.

Citation format: FANG Chao. The policy of educational expansion and educational return rate of floating migrants[J]. Chongqing higher education research, 2023, 11(3): 5263.

向 21 世纪教育振兴行动计划》(以下简称《行动计划》)拉开了高校扩招的序幕。义务教育改革和高校扩招政策的推行大幅提高了国民受教育程度,到 2022 年,九年义务教育巩固率和高等教育毛入学率已分别达到 95.4% 和 57.8%,为我国由人力资源大国转变为人力资源强国奠定了坚实的基础。在此背景下,教育扩张政策能否进一步提升社会经济价值,提高劳动者的工资水平,并对缩小工资性收入差距产生积极影响,成为学界关心的焦点问题。鉴于此,本文以流动人口为研究对象,通过教育收益率的科学测量来检验教育扩张政策对流动人口工资水平的影响,以期从劳动力市场的视角为科学评估公共教育政策的实施效果提供信息支撑与决策参考。

一、文献述评

自明瑟提出工资决定方程后,教育收益率便被广泛用于衡量学历教育的经济价值。本部分将以教育收益率为切入点,以流动人口为研究对象,围绕教育扩张政策的研究主题,通过相关文献的简要梳理提出文章的研究价值及研究假说。

(一) 流动人口与教育收益率

自 1958 年《中华人民共和国户口登记条例》颁布以来,城乡分割的二元经济结构成为中国劳动力市场的重要特征,教育收益率的研究多以城镇或农村劳动力为研究对象,对流动人口或乡-城转移劳动力的关注相对缺乏^[1-3]。从相关文献的研究主题上看,流动人口的教育收益率通常与工资收入差距相结合,但在研究发现上存在差异^[4]。譬如,杨娟等利用奥萨卡-布林德和无条件分位数回归分解的研究发现,教育的价格效应和结构效应在某种程度上扩大了流动人口的城乡收入差距^[5],但于潇等的研究发现,广义分位数回归框架揭示了乡-城转移劳动力在收入分层上呈现出阶段性变化趋势,该趋势能有效缩小乡-城转移劳动力的组内工资收入差距^[6]。

(二) 教育扩张与教育收益率

科学评估教育扩张政策的社会经济价值,衡量教育对收入分配的影响愈发成为学术研究的重要关切点^[7-9]。《义务教育法》和《行动计划》的出台,为评估教育扩张政策的收入分配效应提供了准实验的研究设计。譬如,刘生龙等利用义务教育法构造时间断点的研究发现,法律的实施客观上扩大了城镇居民的收入差距,起到了“马太效应”的作用^[10]。方超等的研究发现,两次教育扩张政策的收入分配效应存在差异。义务教育改革有助于收敛流动人口在低-高收入群体间的组内工资差距,但高校扩招政策却扩大了流动人口在不同分位点上的工资收入差距^[11-12]。

从研究结论上看,有关教育扩张与教育收益率的研究尚存分歧。一方面,部分研究认为两次教育扩张政策促进了城镇(农村)劳动力的教育人力资本积累,提高了个体工资水平,缩小了不同群体的组内或组间工资差距^[13-14]。但另一方面,也有研究指出,教育扩张政策在提高教育收益率的同时,客观上扩大了城镇(农村)劳动力的组内或组间工资差距,不利于收入分布均等化^[15-16]。

(三) 研究述评与研究假设

学术界对本文关注的选题已经有了较丰富的学术积累,为加强教育事业发展与劳动力市场的联系提出了切实可行的政策建议,但该选题仍然存在可供挖掘的可能:第一,从教育扩张政策的研究对象来看,既有研究对流动人口的关注仍显不足,在研究主题上更倾向于关注高校扩招的收入分配效应,对义务教育改革的关注不足;第二,从社会保障政策的研究结论来看,教育扩张政策的收入分配效应能否提高流动人口的工资水平、缩小不同工资分位点上的组内工资收入差距,既有研究尚存分歧。基于对既有文献研究趋势的把握,本文提出后续研究有待检验的两条研究假设:

假设 1: 义务教育改革和高校扩招政策显著提高了流动人口的受教育程度与工资水平,且教育收益率在不同学历教育层级具有异质性收益特征,大学教育投资的社会经济价值高于义务教育阶段。

假设2:义务教育改革和高校扩招政策具有较强的收入分配效应,通过义务教育和大学教育机会的优质、均衡供给,能够缩小流动人口在不同工资分位点上的组内工资收入差距。

二、研究设计

(一)微观数据

微观数据采用原国家卫生与计划生育委员会在2017年开展的中国流动人口动态监测调查数据(China migrants dynamic survey, CMDS)。CMDS综合利用了多种抽样方式,在全国流动人口流入较为集中的省份,获得了接近17万规模的样本容量,能够保证研究所需的外部有效性^①。对于样本的筛选,我们利用两次教育扩张政策的推行时间,划定政策干预的时间截断点,保留截断点前后10年出生的流动人口进入样本考察范围。就义务教育改革而言,流动人口的出生日期被严格限定为1960—1980年,样本的有效观测值为20 049个;就高校扩招政策而言,流动人口的出生日期被严格限定为1971—1991年,样本的有效观测值为27 100个。

(二)变量处理

1. 因变量

在明瑟工资决定方程中,因变量多以劳动者的年薪、月薪、日薪或小时工资衡量收入水平。根据数据及问卷提供的信息,本文将流动人口上月工资收入作为因变量,对其做对数化处理。

2. 处理变量

在利用教育收益率评估教育扩张政策的社会经济价值时,需要根据流动人口的受教育程度设定处理变量。在评估义务教育改革的社会经济价值时,我们将具有小学或初中受教育程度的流动人口赋值为1,定义其为处理组($Educi=1$),将没上过学的流动人口赋值为0,定义其为控制组($Educi=0$);在评估高校扩招政策的社会经济价值时,处理组为具有大学或大学以上(专科、本科、研究生)受教育程度的流动人口,控制组为高中或中专受教育程度的流动人口。

3. 工具变量

教育收益率的因果性估计通常受到内生性的掣肘,需要通过构造工具变量进行因果识别。构造工具变量的具体思路分两步:首先,根据义务教育学制和适龄儿童入学年龄计算出两次教育扩张政策干预的时间节点是1971年9月(义务教育改革)和1981年9月(高校扩招)^[17];其次,对样本中的个体出生日期与政策干预日期做差值,差值小于或等于0的个体进入政策干预的处理组,差值大于0的个体则进入控制组。与控制组相比,处理组因为受到政策干预,在理论上有着更高的概率接受义务教育或大学教育。

4. 协变量

参与估计的协变量包括人力资本变量、个体特征变量和行业特征。人力资本变量由工作经验及其平方项组成;个体特征变量涵盖转移劳动力的性别、民族等因素;对于行业特征,根据流动人口的单位性质,对“体制内”就职的个体赋值为1,对“体制外”就职的个体赋值为0。

(三)统计描述

表1报告了实证研究所涉变量的统计描述。在义务教育改革样本中,处理组和控制组的有效观测值分别为10 304个和9 745个;在高校扩招样本中,处理组和控制组的有效观测值则为19 526个和7 457个。

在工资收入方面,义务教育改革样本中处理组的对数月工资为8.107,高于控制组的8.022;高校

① 数据具体信息参见全国流动人口卫生计生动态监测调查(2017年)技术文件。

扩招政策样本中处理组的对数月工资为 8.357, 低于控制组中的 8.427, 双 t 检验均在 1% 水平上统计显著。此外, 基本统计信息还显示出教育扩张政策提高了流动人口的受教育程度, 义务教育改革将流动人口的义务教育参与率提高了 3%, 高校扩招则将大学教育参与率提高了 17.2%。图 1 刻画了义务教育改革和高校扩招样本中工资水平和受教育程度的核密度函数图。

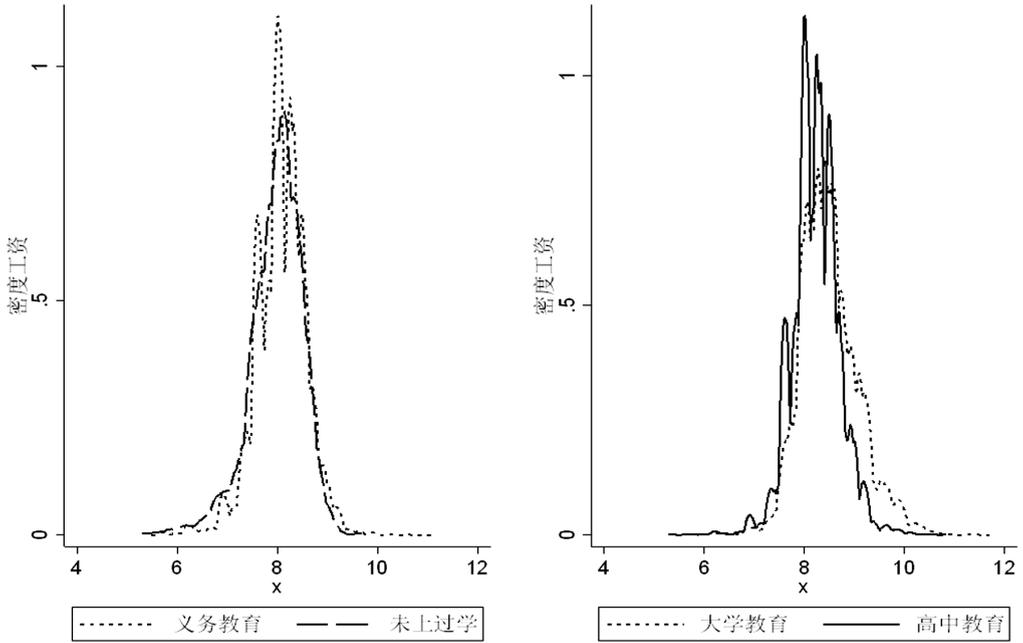


图 1 工资-教育密度函数

在人力资本变量方面, 处理组中工作经验及其平方项的均值高于控制组, 表明教育扩张政策在提高流动人口受教育程度的同时, 也延缓了个体进入劳动力市场的时间。在个体特征方面, 男性、汉族、农业户籍、未婚、党团员在义务教育改革样本处理组与控制组中的占比分别为 61.7% 和 66.7%、90.1% 和 92.7%、88.7% 和 86.8%、0.7% 和 0.1%、3.1% 和 3.3%; 高校扩招样本中男性、汉族、农业户籍、未婚、党员在处理组与控制组中的占比分别为 54.2% 和 66.5%、92.3% 和 93.1%、60.6% 和 50.8%、2.29% 和 5%、2.14% 和 1.24%。在行业特征方面, 在义务教育改革样本中, 处理组有 15% 的流动人口在诸如机关、事业单位等“体制内”工作, 低于控制组中的 16.7%; 在高校扩招样本中, 处理组中在“体制内”供职的流动人口为 29.1%, 略高于控制组中的 28.1%^①。

表 1 所涉变量的统计描述

变量名	定义	义务教育改革 (n=20 049)			高校扩招 (n=27 100)		
		处理组 (n=10 304)	控制组 (n=9 745)	双 t	处理组 (n=19 526)	控制组 (n=7 457)	双 t
工资	上月工资对数值	8.107	8.022	-12.167***	8.357	8.427	9.403***
工作经验	2017 年至从事 当前工作时间	5.609	6.426	9.085***	3.792	6.700	52.843***
经验平方	工作经验的平方项	63.941	90.163	12.389***	24.452	78.027	56.130***

① 已婚包括初婚和再婚; 少数民族包括蒙、满、回、藏、壮、维吾尔、苗、彝、土家、布依、侗、瑶、朝鲜、白、哈尼、黎、哈萨克、傣及其他民族; 非农户籍包括非农、农业转居民、非农转居民以及居民户口; 党团员身份特征包括中共党员和共青团员; “体制内”的单位性质包括机关事业单位、国有及国有控股企业、集体企业、股份/联营企业; “体制外”的单位性质包括个体工商户、私营企业、港澳台独资企业、外商独资企业、中外合营企业、社团/民办组织、其他及无单位。

续表

变量名	定义	义务教育改革($n=20\ 049$)			高校扩招($n=27\ 100$)		
		处理组 ($n=10\ 304$)	控制组 ($n=9\ 745$)	双 t	处理组 ($n=19\ 526$)	控制组 ($n=7\ 457$)	双 t
教育层级	义务教育/高等教育受教育程度	0.974	0.944	-10.733***	0.610	0.438	-25.949***
性别	男性=1;女性=0	0.611	0.667	8.258***	0.542	0.665	18.508
民族	汉族=1; 少数民族=0	0.901	0.927	6.428***	0.932	0.931	-0.075
户籍	农业户籍=1; 非农户籍=0	0.887	0.868	0.287	0.606	0.508	-14.733***
婚姻状况	未婚=1;已婚=0	0.007	0.001	-5.120***	0.229	0.050	-35.356***
政治面貌	党员、团员=1; 非党团员=0	0.031	0.033	0.839	0.214	0.124	-17.155***
单位性质	体制内就职=1; 体制外就职=0	0.150	0.167	3.359***	0.291	0.281	-1.693

注:*** $p<0.01$

(四) 计量模型与识别策略

计量模型采用明瑟工资决定方程的线性形式捕捉教育扩张政策对流动人口工资水平的影响:

$$\ln wage_i = \beta_1 + \beta_2 Educ_i + \beta_3 \delta_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

在式(1)中,下标*i*表示流动人口个体;因变量 $wage_i$ 表示工资水平; $Educ_i$ 为受教育程度的处理变量,用以考察在教育扩张政策干预下个体是否具有义务教育或大学教育的受教育程度; δ_i 是除受教育程度以外其他影响流动人口工资水平的控制变量,包括前述人力资本变量、个体特征变量以及行业特征变量; ε_i 是零均值期望的随机误差项。

1. 工具变量估计

当流动人口的受教育程度为内生变量时,普通最小二乘法无法将受教育程度外生于模型的部分给剥离出来,从而可能对教育收益率产生偏估。因此,因果识别将利用教育扩张政策的外生性构造工具变量。工具变量法的技术处理分两步进行:第一步,构造第一阶段受教育程度的选择方程,检验教育扩张政策对流动人口接受义务教育或大学教育的影响效应:

$$Educ_i = \alpha + \beta_4 D_i + \beta_3 X + \varepsilon_i \quad (2)$$

在式(2)中,工具变量 D_i 是一个二元变量,表示教育扩张的政策干预,当流动人口的出生日期在教育扩张的政策干预范围内时,对其赋值为1($D_i = 1$),反之则赋值为0($D_i = 0$); X 为影响受教育程度的前定变量^①。第二步,将式(2)的估计结果代入式(1)后,建立第二阶段结果方程,对教育与工资水平的因果效应进行估计。

2. 无条件分位数回归

基准回归和工具变量估计只能在均值层面上评估教育扩张政策对于流动人口工资水平的影响,但教育政策制定者更关心的可能是义务教育和大学教育的个体增收效应在不同工资分位点上是否存在显著差异。其原因在于,通过差异分析,决策者能够更好地判断教育扩张政策是否具有收入分配效应。为了实现这一目的,部分研究采用了有条件分位数回归(conditional quantile regression, CQR)的异质性分析方法,对学历教育的异质性增收特征进行实证检验^[18]。然而,有条件分位数回归的研究

① 从理论上讲, X 应为受教育程度的前定变量,但囿于研究数据的可获得性,方程(2)中的 X 等同于方程(1)中的 δ_i 。

假设相对严苛,它要求观测数据具有相同或相似的可观测特征,这在现实数据条件下较难达成,也就导致相关政策效果评估很难为决策者提供更多、更有价值的决策信息^[19-20]。为了更好地实现异质性分析,本文将采用无条件分位数回归(unconditional quantile regression, UQR)的研究方法,通过再集中响应函数(re-centered influence function, RIF)捕捉教育在流动人口工资水平无条件分布中的异质性增收特征^[21]。

三、实证分析

(一) 基准回归

1. 普通最小二乘估计

基准回归基于普通最小二乘法揭示了教育扩张政策对流动人口工资水平的影响效应,表2报告了回归结果。其中,第2-4列报告的是义务教育改革全样本、男性和女性分样本的回归结果,第5-7列报告的是高校扩招全样本、男性和女性分样本的回归结果,各样本在回归中均控制了聚类到区县的固定效应。

表2 普通最小二乘估计

变量名	义务教育改革			高校扩招		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
教育层级	0.146*** (0.022)	0.143*** (0.024)	0.142*** (0.043)	0.256*** (0.023)	0.249*** (0.022)	0.258*** (0.026)
工作经验	0.016*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.027*** (0.003)	0.033*** (0.002)	0.026*** (0.002)	0.044*** (0.004)
经验平方	-0.0004*** (0.0001)	-0.0002*** (0.0001)	-0.001*** (0.0002)	-0.001*** (0.0001)	-0.001*** (0.0001)	-0.002*** (0.0002)
性别	0.379*** (0.009)	—	—	0.302*** (0.008)	—	—
民族	0.075*** (0.022)	0.102*** (0.022)	0.032 (0.030)	0.106*** (0.021)	0.135*** (0.021)	0.070** (0.030)
户籍	-0.032*** (0.012)	-0.032** (0.014)	-0.029 (0.018)	-0.105*** (0.019)	-0.102*** (0.017)	-0.110*** (0.024)
婚姻状况	-0.042 (0.072)	-0.074 (0.080)	0.067 (0.149)	-0.087*** (0.014)	-0.166*** (0.014)	0.011 (0.019)
政治面貌	0.025 (0.020)	0.021 (0.021)	0.041 (0.060)	0.013 (0.010)	0.001 (0.001)	0.024 (0.015)
单位性质	-0.019 (0.016)	0.002 (0.019)	-0.067*** (0.019)	-0.056*** (0.013)	-0.075*** (0.015)	-0.028* (0.016)
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
截距项	7.582*** (0.035)	7.950*** (0.035)	7.599*** (0.051)	7.943*** (0.031)	8.265*** (0.028)	7.924*** (0.039)
R ²	0.160	0.020	0.026	0.176	0.114	0.121
观测值	20 049	12 794	7 255	27 100	15 613	11 487

注:1. *** $P < 0.01$, ** $P < 0.05$, * $P < 0.1$; 2. 括号内为稳健标准误

在义务教育改革方面, β_2 的参数估计值在全样本、男性和女性分样本中分别为0.146、0.143、0.142,估计结果在1%水平上正向显著,其含义可以理解为与未接受义务教育相比,接受义务教育能将上述各群体的对数月工资分别提升14.6%、14.3%、14.2%。比对教育收益率的性别差异能够发

现,接受义务教育对于男性具有更强的收入效应。

在高校扩招方面, β_2 的参数估计值在全样本、男性和女性分样本中分别为0.256、0.249、0.258,表明与未接受大学教育的流动人口相比,接受大学教育能将全样本、男性和女性分样本对数月工资提高25.6%、24.9%、25.8%。在给定大学为四年学制时,我们可以计算出上述各群体的大学教育年收益率分别为6.4%、6.2%、6.5%,接受大学教育对于女性具有更强的个体增收效应。

根据基准回归的估计结果,研究假设1得到了有效验证,具体表现在以下两个方面:第一,经济转型时期两次教育扩张政策具有一定的社会经济价值,流动人口在实现人力资本积累的同时,能够通过接受义务教育或大学教育提高月工资水平;第二,教育扩张政策的收入分配效应在教育层级和性别之间存在较大差异。从学历教育层级上看,大学教育对于流动人口工资水平的促进作用高于义务教育,这符合学历教育经济价值的一般规律。从性别差异上看,男性义务教育收益率高于女性,但在大学教育阶段低于女性,这似乎并不完全符合最大维持不平等理论和有效维持不平等理论。

一般认为,由于高等教育能够更好地塑造劳动力的技能水平,因而与义务教育相比是更高层级的教育形式。在最大维持不平等和有效维持不平等理论中,只有优势群体满足对某一层级的教育需求后,该层级教育扩张的政策红利才会自发地向弱势群体转移。根据这一理论,当义务教育改革满足男性的教育需求后,男性教育需求向更高层级的大学教育延展,倒逼义务教育改革后的教育机会供给向女性倾斜。如果这一逻辑假设成立,女性流动人口的义务教育收益率在理论上应高于男性,而男性流动人口的大学教育收益率则高于女性。但是,普通最小二乘法的回归结果却表明,义务教育改革能够更好地促进男性个体增收,而高校扩招则能更好地促进女性个体增收。

对于此,我们认为可能的解释是中国教育扩张政策是在中央政府刚性权力的主导下,采用后外生型的渐进式扩张,扩张进程兼顾了教育事业发展的公平和效率。在公平方面尤为注重对女性等弱势群体受教育权利的保护,义务教育和高等教育入学机会相对公平的分布在不同性别之间,从而部分消弭了扩张进程中教育机会分布的不平等。

在协变量的估计结果上,人力资本变量的估计结果正负相异,显示出经验积累与工资增长的关系符合加里·贝克尔提供的倒U型曲线。汉族流动人口的月工资收入则在大多数分样本中高于少数民族分样本,农业户籍流动人口的工资水平则低于非农户籍,婚姻、政治面貌以及行业性质的估计结果不具有统计显著性。

2. 工具变量估计

工具变量估计进一步借助教育扩张政策构造工具变量,采用两阶段估计进行内生性纠偏,表3报告了回归结果^①。从诊断性指标上看,绝大多数样本中第一阶段F值显著大于10,表明利用义务教育改革和高校扩招政策的时间截断点构造的工具变量是强工具变量,满足“大拇指法则”。

表3 工具变量估计

变量名	义务教育改革			高校扩招		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
			第一阶段			
教育扩张	0.031*** (0.003)	0.040*** (0.004)	0.015*** (0.003)	0.177*** (0.009)	0.178*** (0.010)	0.177*** (0.013)
协变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

① 工具变量估计在stata中采用ivregress进行估计。

续表

变量名	义务教育改革			高校扩招		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
截距项	0.899*** (0.018)	0.846*** (0.022)	0.932*** (0.016)	0.452*** (0.024)	0.442*** (0.024)	0.415*** (0.030)
F 值	25.60	20.88	7.70	558.07	373.72	403.50
第二阶段						
教育层级	3.620*** (0.401)	3.531*** (0.421)	4.429*** (1.182)	0.143** (0.063)	0.074 (0.069)	0.284*** (0.082)
协变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
截距项	4.391*** (0.392)	5.008*** (0.392)	3.565*** (1.131)	8.009*** (0.063)	8.363*** (0.060)	7.910*** (0.071)

注: 1. *** $P < 0.01$, ** $P < 0.05$; 2. 括号内为聚类到区县的稳健标准误

工具变量的第一阶段回归反映的是两次教育扩张政策对流动人口受教育程度的外生冲击。 β_4 在义务教育改革全样本、男性以及女性分样本中分别为 0.031、0.040、0.015, 表明《义务教育法》将全体、男性和女性流动人口接受义务教育的概率值提高了 3.1%、4%、1.5%。在高校扩招全样本、男性以及女性分样本中的估计结果分别是 0.177、0.178、0.177, 表明《行动计划》将全体、男性和女性流动人口接受大学教育的概率值提高了 17.7%、17.8%、17.7%。

工具变量的第二阶段回归则是对基准估计的内生性纠偏。 β_2 的参数估计值在义务教育改革全样本、男性和女性分样本中分别为 3.620、3.531、4.429, 表明接受义务教育能将全体、男性和女性流动人口的对数月工资提升 362%、353.1%、442.9%。 β_2 在高校扩招各样本中的参数估计值分别为 0.143、0.074、0.284, 表明接受大学教育能将全体、男性和女性对数月工资提升 14.3%、7.4%、28.4%。我们进一步计算出全体、男性和女性流动人口的大学教育年收益率分别为 3.6%、1.9%、7.1%。

与基准回归相比, 两阶段工具变量的估计结果呈现出以下两点不同: 第一, 由于无法剥离处理变量外生于模型的部分, 普通最小二乘法在捕捉义务教育改革的个体增收效果时, 对于流动人口的教育收益率给出了向下估计, 但在评估高校扩招政策的个体增收效果时, 则对流动人口的大学教育收益率给出了向上估计; 第二, 当剥离了处理变量外生于模型的部分后, 工具变量法发现女性教育收益率在各样本中全面高于男性, 这与既有研究结论保持了相对一致性^[22-23]。

(二) 异质性分析

本节利用无条件分位数回归的估计方法, 选择 0.1、0.25、0.5、0.75 以及 0.9 分位点表示流动人口在低、中低、中位数、中高以及高分位点上的工资水平, 通过自举抽样 1 000 次后, 得到表 4 所示的回归结果^①。

表 4 无条件分位数回归估计

分位点	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*** (0.038)	0.092*** (0.023)	0.150** (0.065)	0.242*** (0.026)	0.073*** (0.012)	0.081*** (0.010)

① 囿于篇幅有限, 回归结果仅给出处理变量的估计值, 省略对于协变量的报告。

续表

分位点	义务教育改革			高校扩招		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
$\tau=0.25$	0.186*** (0.034)	0.084*** (0.015)	0.055* (0.029)	0.101*** (0.005)	0.159*** (0.012)	0.216*** (0.021)
$\tau=0.5$	0.081*** (0.015)	0.080*** (0.016)	0.062 (0.044)	0.177*** (0.007)	0.168*** (0.010)	0.268*** (0.016)
$\tau=0.75$	0.141*** (0.026)	0.067*** (0.016)	0.053 (0.034)	0.314*** (0.011)	0.352*** (0.046)	0.291*** (0.015)
$\tau=0.9$	0.130*** (0.028)	0.091*** (0.021)	0.046 (0.041)	0.563*** (0.064)	0.355*** (0.018)	0.534*** (0.049)

注:(1)*** $P<0.01$,** $P<0.05$,* $P<0.1$;(2)括号内为自助法标准误,通过自助抽样1000次后得到

在义务教育改革中, β_2 的参数估计值随工资分位点的上升呈现出“上升—下降—再上升—再下降”的变化过程,异质性特征类似于M型曲线。处理变量在低分位点上的参数估计值为0.176($P<0.01$),高于高分位点上的0.130($P<0.01$),表明为低收入群体有针对性地提供义务教育有助于缩小流动人口在低-高收入群体上的工资收入差距。在性别差异方面,女性在低、高分位点上的教育收益率分别为0.150和0.046,高于男性的0.092和0.091,显示出接受义务教育更有利于促进女性尤其是低收入女性的减贫增收,缩小与男性在低-高分位点上的性别工资差距。

在高校扩招中, β_2 的参数估计值随工资分位点的上升呈现出“先下降再上升”的变化过程,异质性特征类似于V型曲线。处理变量在低分位点上的参数估计值为0.242($P<0.01$),低于高分位点上的0.563($P<0.01$),表明高校扩招虽然提高了流动人口的工资水平,但客观上却扩大了低-高收入群体的工资收入差距。在性别差异方面,女性在低、高分位点上的教育收益率分别为0.081和0.534,高于男性的0.073和0.355,显示出接受大学教育同样更有利于促进低收入女性的减贫增收。

(三)稳健性检验

稳健性检验在无条件分位数回归的基础上,进一步纳入义务教育改革和高校扩招政策作为流动人口受教育程度的工具变量,采用广义分位数回归框架(generalized quantile regression, GQR),通过MCMC求解法予以实现,表5报告了回归结果^[24]。

表5 广义分位数回归框架估计

分位点	义务教育改革			高校扩招		
	全样本	男性	女性	全样本	男性	女性
$\tau=0.1$	0.163*** (1.06e-15)	0.154*** (2.89e-17)	1.658** (0.791)	0.179*** (0.017)	0.105*** (0.006)	0.339*** (0.106)
$\tau=0.25$	0.223*** (1.03e-15)	0.223*** (6.99e-17)	0.163*** (2.96e-16)	0.203*** (0.009)	0.222*** (0.022)	0.218*** (0.018)
$\tau=0.5$	0.278*** (0.008)	0.285*** (0.034)	0.311 (0.197)	0.232*** (0.032)	0.117** (0.051)	0.445*** (0.046)
$\tau=0.75$	0.192*** (0.022)	0.154*** (0.013)	0.449*** (0.036)	0.140 (0.103)	0.482*** (0.039)	0.204*** (0.069)
$\tau=0.9$	0.083*** (0.005)	0.084*** (0.005)	0.143*** (0.017)	0.402*** (0.004)	0.382*** (0.004)	0.435*** (0.044)

注:1.*** $P<0.01$,** $P<0.05$,* $P<0.1$;2.括号内为标准误

在义务教育改革方面, β_2 在全样本中的参数估计值随工资分位点的上升呈现出“先上升再下降”的变化趋势,义务教育对于流动人口工资水平的异质性影响类似于V型曲线。低分位点上的参数估

计值(0.163)高于高分位点(0.083),显示出义务教育机会供给如果向低收入群体倾斜,有可能缩小低-高收入群体间的组内工资收入差距。在性别组间差异方面,女性在低、高分位点上的教育收益率高于男性,表明与男性相比,女性接受义务教育更有利于实现个体增收。性别组内差异则与全样本回归基本相同,即义务教育改革更有利于增进低收入男性和女性的工资水平。

在高校扩招方面, β_2 在全样本中的参数估计值随工资分位点的上升呈现出“先上升再下降”的变化趋势,大学教育对流动人口工资水平的异质性影响类似于倒V型曲线。低分位点上的参数估计值(0.179)低于高分位点(0.402),显示出高校扩招能够更好地增进高收入群体的工资水平。在性别组间差异方面,女性在低、高分位点上的大学教育收益率均高于男性,表明高校扩招更有利于促进女性流动人口的个体增收。性别组内差异方面,男性和女性在高分位点上的估计结果高于低分位点,表明高校扩招更有利于增进高收入群体的工资水平。总体上看,利用GQR进行稳健性检验的估计结果与UQR基本一致,区别仅存在于参数估计的绝对量上,因而可以认为异质性分析的研究结论是稳健可靠的。

根据异质性分析及稳健性检验的估计结果,研究假设2部分成立。两次教育扩张政策的分配效应存在差异,义务教育改革具有“提低”效应,能够缩小流动人口在低-高分位点上的组内工资收入差距。但高校扩招政策却显示出“提高”效应,带有某些“精英导向型”的改革特征,客观上扩大了流动人口在不同工资分位点上的组内工资差异。从性别组间差异上看,两次教育扩张政策更有利于提高女性尤其是低收入女性的工资水平,因而能在一定程度上促进性别工资差距的均质收敛。

四、结论与讨论

(一) 研究结论

本文采用卫生计生委提供的微观研究数据,利用《义务教育法》和《行动计划》构造教育扩张政策的工具变量,通过基准回归、工具变量估计、无条件分位数回归以及稳健性检验等实证过程,量化评估公共教育扩张政策对流动人口工资水平的影响,研究发现:

第一,利用普通最小二乘法进行基准回归发现,两次教育扩张政策均具有较强的收入分配效应,接受义务教育和大学教育能将全体、男性、女性的对数月工资分别提高14.6%、25.6%、14.3%和24.9%、14.2%、25.8%。大学教育的个体增收效应更强,符合学历教育经济价值的一般规律,而义务教育则能更好地促进男性流动人口的个体增收。

第二,基于工具变量法的第一阶段回归发现,教育扩张政策是流动人口受教育程度的强工具变量,义务教育改革和高校扩招政策能将全体、男性和女性流动人口接受义务教育和大学教育的概率值分别提高3.1%、17.7%、4%和17.8%、1.5%、17.7%。

第三,利用工具变量法的第二阶段回归,剥离了处理变量外生于模型的部分后,发现内生性问题导致基准回归在评估义务教育改革的收入分配效应时,对教育收益率给出了向下估计,而在评估高校扩招政策的收入分配效应时,对教育收益率给出了向上估计,这不利于科学评价教育扩张政策的经济社会价值。

第四,利用无条件分位数回归进行异质性分析,发现义务教育改革具有“提低”效应,能够更好地促进低收入群体的个体增收。但是,高校扩招政策具有“提高”效应,对高收入群体的个体增收具有更强的促进作用。广义分位数回归框的稳健性检验则发现,义务教育改革的异质性收益特征类似于V型曲线,高校扩招的异质性收益特征则类似于倒V型曲线。

(二) 延展讨论

从政策意涵上看,本文的实证研究结果具有以下两点启示:

第一,从教育价值上看,经济转型时期两次教育扩张政策显著提升了流动人口的受教育程度,加速了个体的教育人力资本积累。教育事业改革应进一步提高义务教育和大学教育入学率,为流动人口提供更加公平的入学机会,在推动教育事业发展的同时,在流动人口内部形成更加合理的教育人力资本分布结构。

第二,从经济价值上看,教育扩张政策更有利于提升低收入群体、女性(特别是女性低收入群体)的工资水平,实现弱势群体的减贫增收。根据这一点,后脱贫攻坚时代应解决好精准识别的“局限性”与内涵“精细化”的冲突^[25],利用教育治理相对贫困的逻辑可采取向上述弱势群体供给多种类型教育补贴的方式,如向低收入的多子女家庭,尤其是多女孩家庭提供校内和校外“教育券”,减轻家庭在子女教育选择时的货币性负担。通过保障弱势群体的入学权利、入学机会和入学质量,更好地释放教育人力资本的收入分配功能,从源头上切断相对贫困的传递路线。

在后续研究上,围绕公共教育扩张政策效果评价的实证讨论还可从以下维度展开:一是在政策维度上考虑将免费义务教育政策,也就是农村地区“新机制”改革作为政策焦点,关注“新机制”改革与义务教育学费全免对于流动人口受教育程度和工资收入的影响效应,并将结果与《义务教育法》的实施效果进行横向对比;二是在研究方法上考虑后续研究数据条件允许的情况下,进一步采用模糊断点回归的研究设计,进行教育与收入的因果关系推断。

参考文献:

- [1] 赵力涛. 中国农村的教育收益率研究[J]. 中国社会科学, 2006(3): 98109, 206.
- [2] 罗楚亮. 城镇居民教育收益率及其分布特征[J]. 经济研究, 2007(6): 119130.
- [3] 王海港, 李实, 刘京军. 城镇居民教育收益率的地区差异及其解释[J]. 经济研究, 2007(8): 7381.
- [4] 于潇, 孙悦. 城镇与农村流动人口的收入差异: 基于2015年全国流动人口动态监测数据的分位数回归分析[J]. 人口研究, 2017, 41(1): 8497.
- [5] 杨娟, 赵心慧. 教育对不同户籍流动人口收入差距的影响[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2018, 33(5): 103115, 126.
- [6] 于潇, 陈世坤. 教育会扩大流动人口收入差距吗? [J]. 教育与经济, 2019, 35(5): 3042.
- [7] 杨蕙馨, 王海兵. Returns to education in China: 1989-2011[J]. China economist, 2016, 11(3): 3953.
- [8] 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): 414.
- [9] 马汴京, 陆雪琴, 郭伟男. 经济全球化与教育回报率的地区差异[J]. 北京大学教育评论, 2021, 19(2): 160-179, 192.
- [10] 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): 154167.
- [11] 方超. 义务教育改革质量对流动人口工资水平的影响: 基于全国流动人口卫生计生调查数据的准实验研究[J]. 宏观质量研究, 2021, 9(5): 89101.
- [12] 方超, 黄斌. 高校扩招政策与城乡转移劳动力的教育收益率: 基于模糊断点设计的工具变量估计[J]. 中国高教研究, 2021(6): 4450.
- [13] 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): 4858.
- [14] 刘生龙, 胡鞍钢. 大学教育回报: 基于大学扩招的自然实验[J]. 劳动经济研究, 2018, 6(4): 4870.
- [15] 初帅, 孟凡强. 高校扩招与教育回报率的城乡差异: 基于断点回归的设计[J]. 南方经济, 2017(10): 1635.
- [16] 郑猛. 教育扩张下流动人口教育收益率与收入差距[J]. 教育与经济, 2017(5): 4860.
- [17] 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.
- [18] KOENKER R, BASSETT G. Regression quantiles[J]. Econometrica, 1978, 46(1): 3350.

- [19] 朱平芳, 张征宇. 无条件分位数回归: 文献综述与应用实例[J]. 统计研究, 2012, 29(3): 8896.
- [20] 朱平芳, 邱俊鹏. 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): 139155.
- [21] FIRPO S, FORTIN N M, LEMIEUX T. Unconditional quantile regression[J]. *Econometrica*, 2009, 77(3): 953973.
- [22] 刘泽云. 女性教育收益率为何高于男性: 基于工资性别歧视的分析[J]. 经济科学, 2008(2): 119128.
- [23] 刘泽云. 教育收益率的性别差异分析[J]. 妇女研究论丛, 2008(2): 2834.
- [24] POWELL D. A. New framework for estimation of quantile treatment effects: nonseparable disturbance in the presence of covariate[R]. RAND working paper series, 2013, No. WR-8241.
- [25] 解超. 后精准扶贫时期广西农村脱贫困境及深层原因探析: 基于对山区贫困村的调研[J]. 重庆文理学院学报(社会科学版), 2021, 40(1): 11.

(编辑: 杨慷慨 校对: 吴朝平)

The Policy of Educational Expansion and Educational Return Rate of Floating Migrants

FANG Chao

(School of Public Administration, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China)

Abstract: In recent years, with the growing popularity of the theory of the useless of college education, the social and economic value of academic education and the income distribution effect of education expansion policy have become the hot research issues in the field of public education policy effect evaluation. Based on the dynamic monitoring survey data of health and family planning of floating population, the social and economic value of education expansion policy is evaluated from the perspective of labor market by measuring the return rate of floating population education. The research finds that: firstly, the policy of education expansion has strong educational value, which has improved the education level of the floating population on the one hand, and shows that men are higher than women in the participation rate of compulsory education and university education on the other hand; secondly, the policy of education expansion has strong economic value, and after correcting the endogenous bias in the benchmark estimate by using the instrumental variable method, it was found that the reform of compulsory education and the expansion of college enrollment can increase the educational return of all, male and female floating population by 362%, 353.1%, 442.9% and 14.3%, 7.4% and 28.4% respectively; thirdly, further using the heterogeneity analysis of unconditional quantile regression and generalized quantile regression framework, it was found that the impact of compulsory education reform and college enrollment expansion on the wage level of the floating population is represented by V and inverted V curves. From the perspective of distribution effect, the reform of compulsory education helps to reduce the intra-group wage gap of floating population, but the policy of college enrollment expansion has expanded the intra-group wage gap. The reform of education should be deepened continuously, providing high-quality and balanced compulsory education and higher education opportunities to low-income groups and relatively poor families, and making good use of various forms of education subsidies, in order to better release the income distribution effect of public education expansion policies and help education to promote the effective governance of relative poverty.

Key words: educational expansion; reform of compulsory education; university enrollment expansion; return on education; instrumental variables