

【农业经济】

教育扩张政策对农村劳动力工资水平的影响： 兼论教育政策的工资效应和分配效应

方超,孙晗,叶林祥
(南京财经大学 公共管理学院/经济学院,南京 210023)

摘 要:文章利用 2018 年中国家庭收入调查数据,通过因果性和异质性教育收益率的测量,实证评估了经济转型期两次教育扩张政策对农村劳动力工资水平的影响。研究发现:(1)利用普通最小二乘法发现农村劳动力的工资水平与其受教育程度具有正相关性,经验对工资的影响呈倒 U 型的变化趋势;(2)利用工具变量法发现教育扩张具有较强的教育价值,义务教育改革和高校扩招将个体接受义务教育和大学教育的概率值提高了 2.9 和 9.8 个百分点,其社会经济价值则将工资水平提高了 830.1%和 181.9%;(3)利用无条件分位数回归及其处理效应模型进行异质性分析,发现义务教育改革有助于收敛组内工资差距,但高校扩招扩大了低-高收入群体间的组内工资差异。在此基础上,文章提出了释放公共教育政策经济社会价值的政策建议。

关键词:教育扩张;农村劳动力;教育收益率;收入分配效应;无条件分位数处理效应

中图分类号:G520 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2023)03-0180-11

一、问题的提出

党的十一届三中全会以来,经济体制改革一方面推动中国经济高速增长,提升人民生活福祉,另一方面收入差距的不断扩大折射出社会变迁的“痛点”。据统计,以基尼系数反映的中国收入不平等在 1985—2014 年由 0.38 上升到了 0.469,业已超过了 0.4 的警戒线^[1]。自 1958 年《中华人民共和国户口登记条例》实施以来,城乡分割的二元经济结构就演化为中国经济市场的重要特征,城镇和农村 3 : 1 的收入比引致的城乡收入差距也成为中国收入差距的重要组成部分^[2]。在此背景下,如何稳步提高农村劳动力的工资水平,缩小城乡组间工资收入差距就成为新时代收入分配深化改革的重要课题。

同时,教育事业改革也在公共教育扩张政策的主导下取得了巨大突破。经济转型时期公共教育扩张主要集中在基础教育和高等教育领域,1986 年推行的《中华人民共和国义务教育法》(下文简称“义务教育法”)逐步普及、免费了九年制义务教育;1998 年颁布的《面向 21 世纪教育振兴行动计划》放宽了大学教育的配额限制,为劳动力市场提供了一批具有大学受教育程度的技能劳动力,九年义务教育巩固率 and 高等教育毛入学率分别上升到了 95.2%和 54.4%^①。当教育事业发展及劳动力市场需求受到公共教育扩张政策的外生冲击时,学历教育是否仍然具有经典人力资本理论指涉的生产性和分配性功能,能够提高农村劳动力的工资水平,缩小农村劳

收稿日期:2022-03-30

基金项目:国家社会科学基金重大项目“新时代我国农村贫困性质变化及 2020 年后反贫困政策研究”(19ZDA116);江苏省社会科学基金项目“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)

作者简介:方超,男,南京财经大学公共管理学院副教授,硕士生导师;孙晗,男,南京财经大学公共管理学院硕士生;叶林祥,男,南京财经大学经济学院教授,博士生导师。

① 注:具体参见 http://www.moe.gov.cn/jyb_sjzl/sjzl_fztjgb/202108/t20210827_555004.html。

动力的组内工资差异就成为本文的核心问题。

与既有研究相比,本文具有以下三方面的边际贡献:第一,本文聚焦经济转型时期公共教育扩张政策,在学校教育供给和劳动力市场需求间构建供给-需求关系,通过农村劳动力的教育收益率捕捉学历教育的个体增收效应和收入分配效应,有助于科学评价教育扩张政策的社会经济价值;第二,本文采用最新一轮中国家庭收入调查数据,能够较为全面地刻画现阶段农村劳动力的工资水平,掌握教育对工资水平的影响效应;第三,本文通过教育收益率的因果性和异质性测量,与前期文献形成纵向历史对话,丰富相关研究成果。

二、文献综述及假说

自明瑟提出工资决定方程后,明瑟教育收益率便被广泛地用来测量学历教育的经济价值^[3],城乡分割的二元经济结构使得以教育收益率为媒介的相关研究愈发重视对农村劳动力市场的关注。早期研究发现学历教育对农村劳动力工资水平的影响并不明显,甚至在20世纪70年代一度呈现出负相关的关系,直到20世纪90年代才由负转正并上升到了3%^[4]。但是,随着劳动力市场的演化成熟,学历教育不断释放提高农村劳动力工资水平的个体增收效应,教育收益率才日益表现出不断增长的长期趋势并达到了较高水平^[5]。

(一) 教育扩张政策的国际研究趋势

近年来,随着公共教育扩张政策在转型国家的逐步兴起,以教育收益率为切入点的政策效果评估逐渐成为教育经济学和劳动经济学的研究趋势之一^[6]。针对发达国家的研究指出,公共教育扩张提高了学校教育向劳动力市场的毕业生输出数量,但短期供需变化造成过度教育及文凭通胀,降低了劳动者的教育收益率^[7-8]。教育收益率在经济转型国家的情况存在些许不同。经济转型、社会变迁与教育扩张在一定程度上提升了学历教育的工资决定机制,从而提高了劳动者的教育收益率^[9]。从国际研究趋势上看,公共教育扩张政策与教育收益率的变动关系相对复杂,原因在于国家所处的发展阶段、劳动力市场的供需水平以及教育的工资决定机制等方面的不同,造成了教育收益率的上升或下降趋势。

(二) 教育扩张政策与中国教育收益率的变动

经济转型时期,中国教育事业发展主要经历了基础教育和高等教育两级扩张,因而数量相当的学术研究分别关注了义务教育改革和高校扩招政策对劳动者受教育程度与工资水平的外生冲击。义务教育改革方面,既有研究充分利用“义务教育法”提供的自然实验,借助教育法律的强制性构造外生工具变量,通过工具变量或模糊断点回归设计实现教育改革与工资收入的因果关系推断^[10-11]。部分研究发现,“义务教育法”实施后劳动力的受教育年限提高了8年,中国劳动力的教育收益率达到20%^[12]。当然,也有研究指出“义务教育法”实施后的工资收入效应源于政策干预时间和“中国奇迹”下的高速经济增长存在重合,导致相关研究高估了基础教育扩张政策的个体增收效应^[13]。

高校扩招方面,1998年颁布的《面向21世纪教育振兴行动计划》对高等教育毛入学率的中长期要求,为既有研究采用微观方法识别大学教育收益率提供了便利。譬如,刘泽云^[14]的研究指出,高校扩招虽然放宽了大学教育的配额限制,但劳动者的大学教育收益率在1998—2007年仍然呈现不断上升的时间趋势。刘生龙与胡鞍钢^[15]采用断点回归设计的研究则进一步指出,高校扩招与城乡居民个体增收之间具有较强的因果关系,但大学教育回报率存在城乡差异,城镇居民的大学教育回报率为17.1%,高于农村居民的15.9%。此外,还有研究关注了高校扩招与农村劳动力大学教育机会获得的因果关系。王琳等^[16]学者的研究发现,高校扩招未能提高农村劳动力的大学教育参与率,扩招对改善大学教育机会分布的深层次影响停留在农户的中上

阶层,而对中下阶层的影响较为有限。

(三) 研究述评及假说

相关研究围绕公共教育扩张与教育收益率的变化业已形成了丰富的学术积累,也为学界与决策者深入理解学历教育的经济价值提供了决策信息,但基于对既有文献的系统梳理,我们发现该主题还存在两方面的拓展可能:第一,受到“城市偏向型”经济体制改革的影响,既有研究更多关注两级教育扩张与城镇劳动力工资收入的关系,但对农村劳动力的关注仅在城乡差异的部分研究^[17-18],而以农村劳动力为研究对象的主体研究则稍显不足。第二,公共教育扩张包括基础教育和高等教育,但既有研究更加关注高等教育和大学扩招的影响效应,但对“义务教育法”和义务教育改革及其收入分配效应的关注稍显不足^[19],而这在经典人力资本分析框架中不利于科学、全面评估不同学历教育层级对农村劳动力收入水平及工资差异的影响效应。

鉴于既有研究尚存上述拓展空间,本文在此基础上提出后续实证研究有待检验的研究假设。 H_1 :经济转型时期的两次公共教育扩张政策——义务教育改革和高校扩招政策,具有较强的社会经济价值,能够提高农村劳动力的工资水平,但学历教育的个体增收效应在义务教育和大学教育存在异质性的特征; H_2 :两次教育扩张政策还具有一定的收入分配效应,能在一定程度上缩小农村劳动力因教育人力资本因素引致的组内工资收入差距。

三、研究设计

(一) 数据来源

数据来源于中国居民收入分配课题组(CHIP)委托国家统计局调查样本库开展的中国家庭收入调查2018(农村住户适用)。中国家庭收入调查数据涵盖北京、山西、辽宁、江苏、山东、安徽、河南、湖北、湖南、广东、重庆、四川、云南、甘肃以及内蒙古等15个省份,是目前我们能够获得且最适宜评价公共教育政策社会经济价值的微观研究数据,调查总计涉及7万余人,能在最大限度上满足本文数据外部有效性的要求。

基于CHIP2018(农村住户适用)研究数据,本文对样本做了三方面处理:第一,剔除在工资水平、教育年限等核心指标上存在缺失值的个体;第二,剔除在劳动力市场上处于“不活跃”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/待业人员、家务劳动者、在休产假或哺乳假的妇女、在休长假以及其他不工作、不上学的成员等;第三,将农村劳动力的年龄范围限定在16~65岁,同时根据“义务教育法”和高校扩招的政策干预时间,将义务教育改革和高校扩招的样本年龄分别限定在1960—1980年和1971—1991年。最终得到义务教育改革和高校扩招样本的有效观测值分别为5126个和5449个。

(二) 识别策略

基于经典工资决定方程,估计教育扩张政策对农村劳动力工资水平的线性影响:

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

式(1)是经典工资决定方程的线性形式,下标*i*表示农村劳动力个体。因变量 $wage_i$ 为农村劳动力的年工资水平,取对数形式代入方程;处理变量 $Educ_i$ 为教育年限,表示受教育程度对年工资的影响, β_1 的参数估计值表示教育收益率,即受教育程度对工资水平的影响效应,也是本文评价教育扩张政策个体增收效应的代理指标; Exp_i 和 Exp_i^2 为工资决定方程中的人力资本变量, β_2 、 β_3 的参数估计值表示工作经验积累在生命周期内对工资水平的线性和非线性影响; X_i 为影响农村劳动力工资水平的一组控制变量,用 β_4 的参数估计值表示; μ_i 为残差项。基准回归采用普通最小二乘法进行估计。

1. 因果识别

因果识别借助两次教育扩张政策提供的自然实验,通过构造两阶段工具变量进行估计。第一步,构造第一阶段选择方程,识别两次教育扩张政策对农村劳动力受教育程度的外生冲击:

$$Educ_i = \alpha + \beta_5 Expansion_i + \beta_6 X_i + \gamma_i \tag{2}$$

式(2)中,因变量 $Educ_i$ 为个体受教育程度,表示农村劳动力是否具有义务教育或大学教育的受教育程度; $Expansion_i$ 为二元工具变量,当个体受到义务教育改革或高校扩招政策干预时 $Expansion_i = 1$,反之为 0,受到教育扩张政策干预的个体有着更高的概率接受义务教育或大学教育; X_i 为影响受教育程度的前定变量^①。

第二步,将选择方程的估计结果代入式(1),利用第二阶段结果方程估计教育扩张政策对农村劳动力工资水平的影响。

2. 异质性分析

异质性分析采用 Firpo 等^[20]学者提供的无条件分位数回归,利用再集中响应函数刻画学历教育的异质性增收特征,该特征也是评估教育扩张政策收入分配效应的重要依据。与条件分位数回归及其处理效应模型相比,无条件分位数回归放宽了对于变量可观测特征相同或相似的要求,因而增强了估计结果对现实世界的解释力度^[21-22]。

$$RIF(\ln wage_K, \hat{Q}_\tau) = \delta_K \hat{\beta}_K \tag{3}$$

在式(3)中,下标 K 代表 1i、0i 以及 ci,分别表示接受义务教育(大学教育)的农村劳动力、未接受义务教育(大学教育)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。此外,为了在异质性分析中实现教育与收入的因果关系推断,本文将进一步利用 Firpo^[20]提供的无条件分位数处理效应模型对内生性问题进行纠正。

(三) 变量处理

1. 因变量

农村劳动力的工资水平为本文因变量,代理指标选择问卷中的“2018 年这份工作的收入总额”,剔除缺失值和异常值后对代理指标做对数处理。

2. 处理变量

教育年限是本文识别教育扩张政策对个体受教育程度干预效果的处理变量。处理办法是将连续变量转换为二元变量,当个体具有 9 年以上和 12 年以上教育年限时 $Educ_i = 1$,表示具有义务教育或大学教育的受教育程度^②;反之 $Educ_i = 0$ 。

3. 工具变量

因果识别借助教育政策和出生日期的外生性构造工具变量。对处理变量的技术处理分两步进行:(1)根据“义务教育法”和高校扩招政策,结合法定入学年龄计算出 1971 年 9 月和 1981 年 9 月分别是义务教育改革和高校扩招政策干预的时间截断点^[23];(2)利用农村劳动力精确到月的出生日期与截断点相减,取值小于等于 0 的个体赋值为 1,即 $D_i = 1$,表示受到教育扩张政策干预,反之则赋值为 0,即 $D_i = 0$ 。

4. 协变量

协变量包括农村劳动力的人力资本特征、个体特征以及行业特征三个方面。人力资本特征由工作经验及其二次项构成;个体特征由性别、民族、家庭规模、健康状况、婚姻状况、政治面貌

① 注:受到研究数据可获得性的掣肘,式(2)中的 X_i 上同式(1)。
② 注:9 年以上的教育年限表示农村劳动力受到义务教育改革的影响,受教育程度至少为义务教育;12 年以上的教育年限表示农村劳动力受到高校扩招政策的影响,受教育程度在高中以上,包括大专、本科、研究生等。

等因素构成^①;行业性质为农村劳动力所属行业性质。表 1 报告了全部变量的基本统计信息,其中处理组和控制组表示受到和未受到教育扩张政策干预的农村劳动力。

表 1 统计描述

变量名	定义	义务教育改革(N=5126)			高校扩招(N=5449)		
		处理组	控制组	双 t	处理组	控制组	双 t
		(N=1958)	(N=3168)		(N=2662)	(N=2787)	
年工资	2018 年年工资对数	10.187	9.966	-8.0549***	10.372	10.197	-7.5722***
教育年限	接受正规学历教育的年限数	8.006	7.452	-7.8584***	9.817	7.964	-25.8411***
受教育程度	接受义务/大学教育	0.123	0.877	—	0.082	0.918	—
工作经验	2019 至从事当前工作的时间	7.416	9.753	9.4127***	5.066	7.560	15.3125***
经验平方	工作经验的平方项	101.348	187.092	11.1608***	43.698	103.548	16.5092***
性别	男性=1;女性=0	0.610	0.691	5.9185***	0.633	0.623	-0.7139
民族	汉族=1;少数民族=0	0.914	0.928	1.8236**	0.923	0.916	-0.9948
家庭规模	独生子女=1;非独生子女=0	0.050	0.026	-4.5632***	0.141	0.052	-11.3406***
健康	自评健康=1;不健康=0	0.834	0.744	-7.5338***	0.931	0.837	-10.9112***
婚姻	已婚=1;未婚=0	0.955	0.955	0.0000	0.783	0.953	19.2560***
政治面貌	党员=1;非党员=0	0.081	0.109	3.2043***	0.053	0.077	3.5531***
行业特征	垄断行业=1;非垄断行业=0	0.079	0.102	2.6931**	0.10	0.081	-2.4712

注:***、**分别表示在 1%、5%的水平上显著。

四、实证分析

(一) 基准估计

表 2 报告了利用普通最小二乘法估计的义务教育和大学教育影响农村劳动力工资水平的基准回归结果。其中,第 2—4 列、第 5—7 列分别报告的是义务教育改革和高校扩招全样本、男性和女性分样本的回归结果,各样本在回归过程中均控制了聚类到个体的固定效应。

义务教育改革方面, β_1 的回归结果在全样本、男性和女性分样本中分别是 0.20、0.164 以及 0.288,参数估计结果具有统计显著性,其含义可以理解为与未接受义务教育的农村劳动力相比,接受义务教育能将全体、男性和女性的年工资水平分别提高 20、16.4 以及 28.8 个百分点。高校扩招方面, β_1 的回归结果在全样本、男性和女性分样本中分别为 0.318、0.296 以及 0.308,表明与未接受大学教育的农村劳动力相比,接受大学教育能将全体、男性和女性年工资水平分别提高31.8、29.6 以及 30.8 个百分点。普通最小二乘法的估计结果表明,虽然存在内生性扰动,但“义务教育法”的实施和高校扩张仍然显示出较强的社会经济价值,大学教育的个体增收效应高于义务教育,符合学历教育层级异质性的鲜明特征,研究假说 H_1 得到验证。同时女性教育回报率高于男性也与既有研究结果相对一致^[24]。

协变量方面,经验及其平方项的参数估计结果正负相异,体现出人力资本积累对工资水平的影响具有非线性的变化趋势,该趋势与加里·贝克尔提供的年龄-工资曲线是一致的,即工龄上升对农村劳动力工资水平的影响呈现先上升再下降的倒 U 型变化趋势。男性工资水平高于女性,但教育对女性个体增收的促进作用高于男性;自评健康者的工资水平高于不健康者。

① 注:自评健康包括非常好和好,自评不健康则包括一般、不好和非常不好。

表 2 普通最小二乘法估计

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
受教育程度	0.20 ** (0.068)	0.164 ** (0.059)	0.288 *** (0.034)	0.318 *** (0.033)	0.296 *** (0.018)	0.308 ** (0.099)
工作经验	0.065 *** (0.007)	0.057 *** (0.001)	0.085 *** (0.009)	0.085 *** (0.009)	0.071 *** (0.005)	0.112 *** (0.007)
经验平方	-0.002 *** (0.0003)	-0.001 *** (0.0001)	-0.003 *** (0.0003)	-0.003 *** (0.0004)	-0.002 *** (0.0002)	-0.004 *** (0.0003)
性别	0.414 *** (0.060)	—	—	0.364 *** (0.069)	—	—
民族	0.126 *** (0.027)	0.184 *** (0.031)	0.011 (0.095)	0.186 ** (0.079)	0.290 ** (0.094)	0.030 (0.072)
家庭规模	0.013 (0.095)	0.071 (0.042)	-0.128 (0.161)	0.074 ** (0.027)	0.067 ** (0.030)	0.107 * (0.051)
健康	0.308 *** (0.021)	0.320 *** (0.021)	0.296 *** (0.055)	0.311 *** (0.040)	0.323 *** (0.055)	0.286 *** (0.047)
婚姻	0.20 ** (0.069)	0.250 *** (0.043)	0.075 (0.149)	0.037 (0.034)	0.087 ** (0.029)	-0.146 ** (0.062)
政治面貌	-0.074 * (0.035)	-0.095 (0.052)	0.052 (0.064)	0.019 (0.018)	-0.014 (0.010)	0.132 *** (0.033)
行业特征	-0.068 ** (0.029)	-0.088 (0.065)	-0.033 (0.020)	-0.038 (0.044)	-0.067 ** (0.024)	0.021 (0.066)
个体固定效应	√	√	√	√	√	√
截距项	8.912 *** (0.069)	9.249 *** (0.013)	9.082 *** (0.091)	9.234 *** (0.151)	9.504 *** (0.181)	9.482 *** (0.142)
R ²	0.1183	0.0760	0.0835	0.1236	0.0750	0.1025
样本量	5126	3383	1743	5449	3423	2026

注:(1)***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著;(2)括号内为稳健标准误。

(二) 内生性检验

内生性检验借助教育扩张政策和个体出生日期的外生性构造工具变量,利用两阶段工具变量法估计义务教育和大学教育对农村劳动力工资水平的因果性影响,表 3 报告了工具变量法的估计结果。在表 3 中,第 2—4 列为义务教育改革各样本的估计结果,第 5—7 列为高校扩招各样本的估计结果。从两阶段工具变量法的检验性指标上看,Kleibergen-Paap rk LM 和 Kleibergen-Paap rk Wald F 检验表明本文所构造的工具变量为强工具变量,因而拒绝存在弱工具变量的可能。

第一阶段估计的是个体受教育程度的选择方程,即教育扩张政策对农村劳动力受教育程度的影响效应,该估计结果是本文评价教育扩张政策是否具有教育价值的重要依据。义务教育改革方面,工具变量 $Expansion_i$ 的参数估计值在全样本、男性和女性分样本中分别为 0.029、0.027 以及 0.034,估计结果显著,可以理解为“义务教育法”将农村地区全体、男性以及女性劳动力接受义务教育的概率值分别提高了 2.9、2.7 以及 3.4 个百分点。高校扩招方面,工具变量 $Expansion_i$ 的参数估计值在全样本、男性和女性分样本中分别为 0.098、0.096 以及 0.099,参数估计结果在 1%水平上统计显著,可以理解为 1998 年教育部颁布的《面向 21 世纪教育振兴行动计划》在农村地区将全体、男性以及女性接受大学教育的概率值分别提高了 9.8、9.6 以及 9.9 个百分点。

第二阶段估计的是受教育程度影响工资水平的结果方程,该部分是判断教育扩张政策是否具有社会经济价值的重要依据。义务教育改革方面, β_1 的参数估计值在全样本、男性和女性分样本中分别为 8.301、8.680 以及 7.718,参数估计结果显著,表明在“义务教育法”的政策干预下,接受义务教育能将全体、男性、女性年工资对数提高 830.1%、868% 以及 771.8%。高校扩招方面, β_1 的参数估计值在全样本、男性和女性分样本中分别为 1.819、1.447、2.303 参数估计结果在 1%水平上统计显著,表明在《面向 21 世纪教育振兴行动计划》的政策干预下,接受大学教育能将全体、男性、女性年工资对数分别提高 181.9%、144.7% 以及 230.3%。

根据两阶段工具变量的估计结果,我们能够得到教育扩张政策与农村劳动力工资水平的三

点推论:第一,义务教育改革和高校扩招具有较强的教育功能,在两次教育扩张政策的推动下,农村劳动力的受教育程度得到了一定提升,教育扩张的政策红利向女性倾斜,扩大了向农村女性的教育机会供给,致使女性接受义务教育和大学教育的概率值相对于男性要高出 0.7 和 0.3 个百分点。第二,教育扩张政策还具有较强的社会经济价值,突出表现为对个体工资的增收效应。一方面,大学教育对个体工资的增收效应高于义务教育阶段,表明教育收益率在学历教育层级上具有异质性的特征,另一方面,女性在义务教育阶段的教育收益率低于男性,但在高等教育阶段高于男性,体现出教育收益率在不同学历教育阶段的个体增收效应具有鲜明的性别差异。第三,从估计结果的纵向对比上看,工具变量法对教育收益率的估计全面高于普通最小二乘法,表明遗漏变量导致基准估计对学历教育经济价值的真实处理效应给出了向下偏误,不利于学术研究科学评价教育扩张政策的个体增收效应。

表 3 两阶段工具变量估计

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						
工具变量	0.029*** (0.009)	0.027** (0.012)	0.034*** (0.013)	0.098*** (0.007)	0.096*** (0.009)	0.099*** (0.011)
协变量	√	√	√	√	√	√
Kleibergen-Paap rk LM 检验	10.26***	4.802**	6.958***	188.693***	105.194***	82.013***
Kleibergen-Paap rk Wald F 检验	10.25***	4.793**	6.950***	200.593***	111.155***	87.374***
第二阶段						
受教育程度	8.301*** (2.690)	8.680** (4.076)	7.718** (3.112)	1.819*** (0.263)	1.447*** (0.329)	2.303*** (0.441)
工作经验	0.018(0.021)	0.019(0.026)	0.015(0.036)	0.078*** (0.006)	0.066*** (0.008)	0.104*** (0.011)
经验平方	-0.001(0.001)	-0.001(0.001)	-0.0004(0.011)	-0.003*** (0.0003)	-0.002*** (0.0003)	-0.004*** (0.001)
性别	0.123(0.124)	—	—	0.392*** (0.026)	—	—
民族	0.119(0.142)	0.154(0.194)	0.051(0.203)	0.190*** (0.049)	0.286*** (0.062)	0.059(0.078)
家庭规模	-0.383(0.252)	-0.401(0.348)	-0.364(0.366)	-0.020(0.046)	0.014(0.049)	-0.105(0.105)
健康	0.182* (0.094)	0.091(0.153)	0.340*** (0.132)	0.232*** (0.042)	0.262*** (0.051)	0.190*** (0.072)
婚姻	-0.021(0.179)	0.037(0.229)	-0.184(0.280)	0.231*** (0.051)	0.193*** (0.050)	0.376** (0.151)
政治面貌	-1.977*** (0.664)	-2.109** (0.995)	-1.707** (0.837)	-0.194*** (0.066)	-0.135** (0.069)	-0.373** (0.164)
行业特征	-1.286*** (0.436)	-1.276** (0.608)	-1.322** (0.592)	-0.352*** (0.074)	-0.302*** (0.089)	-0.395*** (0.125)
截距项	8.990*** (0.220)	9.068*** (0.297)	9.113*** (0.305)	9.058*** (0.080)	9.425*** (0.089)	8.984*** (0.177)
样本量	5126	3383	1743	5449	3423	2026

注:(1)***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著;(2)括号内为稳健标准误。

(三) 异质性分析

1. 无条件分位数回归

首先采用无条件分位数回归,选择 0.1、0.25、0.5、0.75 以及 0.9 分位点,表示农村劳动力在低、中低、中位数、中高以及高分位点上的工资水平,回归利用自举法进行 1000 次反复抽样后,估计结果见表 4^①。

义务教育改革方面, β_1 的参数估计值随工资分位点不断上升呈现“下降-上升”的变动趋势,该趋势类似于 V 型曲线,中高工资分位点($\tau=0.75$)则是教育收益率向上偏折的拐点。从收入

① 注:无条件分位数回归在 Stata 中利用 rifreg 命令进行估计。

分配效应上看,低工资分位点上的教育收益率为 0.365 ($P<0.01$),高于高分位点上的 0.151 ($P<0.01$),表明义务教育的异质性增收特征有利于收窄农村劳动力在低-高分位点上的组内工资差异。从性别差异上看,男性在低分位点上的教育收益率为 31.2%,相比女性的 32.7% 低了 1.5 个百分点,但在高分位点上却比女性的教育收益率高出 0.3 个百分点。

高校扩招方面, β_1 的参数估计值随工资分位点不断上升呈现“下降-上升-再下降-再上升”的变动趋势,该趋势类似于 W 型曲线,中位数 ($\tau=0.5$) 和高分位点 ($\tau=0.9$) 是 W 型曲线向上偏折的拐点。从收入分配效应上看,低工资分位点上的教育收益率为 0.278 ($P<0.01$),低于高分位点上的 0.502 ($P<0.01$),表明大学教育的异质性特征客观上扩大了农村劳动力在低-高分位点上的组内工资差异,这一点和义务教育的异质性增收特征存在显著不同。从性别组内差异上看,男性在低分位点上的教育收益率为 53.2%,比高分位点上的 41.1% 高 12.1 个百分点,但女性在低分位点上的教育收益率为 1.7%,比高分位点上的 48.8% 低 47.1 个百分点,显示出高校扩招更有利于缩小男性劳动力的组内工资差异,却扩大了女性在不同工资水平上的组内差异。

表 4 无条件分位数回归

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
$\tau=0.1$	0.365*** (0.102)	0.312** (0.144)	0.327* (0.188)	0.278*** (0.090)	0.532*** (0.155)	0.017 (0.025)
$\tau=0.25$	0.357*** (0.071)	0.197*** (0.063)	0.396*** (0.123)	0.246*** (0.044)	0.260*** (0.074)	0.213** (0.098)
$\tau=0.5$	0.114*** (0.035)	0.086* (0.046)	0.288*** (0.081)	0.262*** (0.040)	0.151*** (0.044)	0.281*** (0.066)
$\tau=0.75$	0.110*** (0.038)	0.106*** (0.041)	0.116 (0.078)	0.255*** (0.039)	0.227*** (0.046)	0.395*** (0.077)
$\tau=0.9$	0.151*** (0.052)	0.168*** (0.065)	0.165 (0.102)	0.502*** (0.076)	0.410*** (0.087)	0.488*** (0.102)

注:(1)***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著;(2)括号内为自抽样标准误;(3)回归控制了前文涉及的所有协变量,囿于篇幅有限,省去报告过程,下文同。

2. 无条件分位数处理效应

与条件分位数回归相比,无条件分位数回归虽然放宽了计量方程中对于可观测特征相同或相似的假设要求,提高了估计结果对现实世界的解释力度,但未对内生性引致的估计偏误进行处理。因此,异质性分析进一步借助公共教育扩张政策构造工具变量,通过无条件分位数处理效应模型刻画义务教育和大学教育的异质性增收特征,以期为公共教育政策的收入分配效应提供稳健结论,表 5 利用自举法反复抽样 1000 次后得到无条件分位数处理效应的估计结果^①。

义务教育改革方面, β_1 的参数估计值随工资分位点上的不断上升呈现“下降-上升”的变动趋势,该趋势类似于 V 型曲线,这一点与无条件分位数回归所捕捉的异质性增收特征基本一致,中高分位点 ($\tau=0.75$) 则是 V 型曲线向上偏折的拐点。从收入分配效应上看,与无条件分位数回归相一致的是,农村劳动力在低分位点上的教育收益率为 18.4%,高于高分位点上的 16%,表明针对低收入群体的基础教育扩张有利于缩小低-高收入群体间的组内工资差异。从性别组间差异上看,男性在低分位点上的教育收益率高于女性,但在高分位点上低于女性,表明义务教育更有利于促进低收入男性和高收入女性的工资增进,而这意味着义务教育改革的收入分配效应能够缩小男性劳动力的组内工资差异,却扩大了女性劳动力的组内工资差异。

高校扩招方面, β_1 的参数估计值随工资分位点的不断上升呈现“上升-下降-再上升”的变动趋势,该趋势类似于 N 型曲线,这一点与无条件分位数回归所捕捉的 W 型曲线有所不同,而中低分位点 ($\tau=0.25$) 和中高分位点 ($\tau=0.75$) 则是 N 型曲线向下和向上偏折的拐点。从收入分配效应上看,农村劳动力在低分位点上的教育收益率为 16.7%,低于高分位点上的 35.6%,表

① 注:无条件分位数回归在 Stata 中利用 ivqte 命令进行估计。

明高校扩招扩大了位于收入分布两端的工资收入差距,这一点与无条件分位数回归所得结论较为一致。

根据无条件分位数处理效应对义务教育和大学教育的异质性增收特征的捕捉,我们对研究假设 H₂ 做出部分修正:“义务教育法”的颁布起到了缩小收入差距的分配效应,但《面向 21 世纪教育振兴行动计划》与大学配额限制的放宽可能具有“精英导向型”的改革特征,从而扩大了农村劳动力因教育人力资本因素引致的组内工资收入差距^[25]。

表 5 无条件分位数处理效应

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
$\tau=0.1$	0.184(0.160)	0.181(0.196)	0.119(0.298)	0.167(0.142)	0.277*(0.159)	0.013(0.305)
$\tau=0.25$	0.137*(0.080)	0.122(0.107)	0.299*** (0.134)	0.246*** (0.047)	0.237*** (0.069)	0.220*** (0.092)
$\tau=0.5$	0.048(0.058)	-0.006(0.078)	0.145(0.098)	0.208*** (0.039)	0.168*** (0.048)	0.188*** (0.070)
$\tau=0.75$	0.076(0.055)	0.011(0.074)	0.008(0.090)	0.297*** (0.044)	0.252*** (0.053)	0.319*** (0.082)
$\tau=0.9$	0.160*** (0.053)	0.137*(0.072)	0.175*(0.101)	0.356*** (0.052)	0.316*** (0.063)	0.324*** (0.082)

注:(1)***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著;(2)括号内为自抽样标准误。

五、结论与讨论

(一) 研究结论

本文利用中国家庭收入调查 2018(农村住户适用)数据,通过因果性和异质性教育收益率的测量,实证评估了教育扩张政策对农村劳动力工资水平的影响,得到以下几点研究发现。

第一,利用普通最小二乘法发现教育年限与个体工资水平呈正相关,不同学历教育层级间的个体增收效应具有异质性的特征,大学教育收益率高于义务教育阶段,包括经验及其平方项在内的人力资本特征对农村劳动力工资水平的影响在生命周期内呈倒 U 型变化。

第二,利用教育政策和出生日期的外生性构造工具变量,采用两阶段工具变量法纠正内生性后,第一阶段估计发现教育扩张政策显著提升了农村劳动力的受教育程度,在女性教育人力资本积累方面扮演了尤为重要的作用。与未受到教育扩张政策干预相比,义务教育改革将农村全体、男性和女性劳动力接受义务教育的概率值分别提高了 2.9、2.7 以及 3.4 个百分点,而将上述群体接受大学教育的概率值分别提高了 9.8、9.6 以及 9.9 个百分点。

第三,利用工具变量法的第二阶段回归,发现教育扩张政策具有较强的社会经济价值,接受学历教育显著提高了农村劳动力的工资水平,但义务教育的个体增收效应高于大学教育。与未受到教育扩张政策干预的个体相比,义务教育改革能将全体、男性和女性年工资水平提高 830.1%、868%以及 771.8%,高校扩招则能将各群体的年工资水平提高 181.9%、144.7%以及 230.3%。

第四,利用无条件分位数回归进行异质性分析,发现义务教育改革和高校扩招的异质性增收特征分别呈现出 V 型和 W 型曲线的变动趋势,其收入分配效应存在一定的差异,义务教育改革有助于缩小组内工资差异,但高校扩招却扩大了农村劳动力在低-高分位点上的组内工资差异。进一步利用无条件分位数处理效应模型纠正了内生性问题后,发现高校扩招政策的异质性收益特征由 W 型曲线转变为 N 型曲线。

(二) 延展讨论

本文以学历教育的个体增收效应和收入分配效应为切入点,实证评估了教育扩张政策对农村劳动力工资水平的影响效应,具有以下三方面的政策意涵。第一,公共教育扩张是后发外生

型国家推动教育事业跨越式发展的重要模式,也是推动我国由人力资源大国迈向人力资源强国的重要举措。经济转型期两次教育扩张显著提升了农村劳动力的受教育程度,实现了教育人力资本的均质积累,新时代的教育事业改革应继续深化,进一步扩大优质基础教育和高等教育机会供给,提升农村劳动力的受教育程度和人力资本质量。第二,公共教育扩张具有较强的社会经济价值,其个体增收效应能够提高农村劳动力的工资水平,这就要求教育改革明确其与劳动力市场的供给-需求关系,增强教育改革应对宏观经济调整 and 产业结构转型升级的灵敏性,充分释放学历教育的个体增收效应。第三,公共教育政策尤其是高校扩招的收入分配效应客观上扩大了农村劳动力在低-高收入分布上的组内工资差异,这就要求新时代的高等教育内涵式发展注重提高农村、女性以及低收入群体的工资水平,收敛由人力资本因素引致的工资差异。

需要指出的是,受到研究数据及其提供信息有限性的掣肘,本文在以下两方面存在未来优化的可能:一是受到样本量的掣肘,利用“义务教育法”构造工具变量进行分样本回归时,义务教育改革是否是合适的工具变量还需新近的数据做进一步验证。更进一步地,“义务教育法”规定年满6周岁的适龄儿童应当接受义务教育,在条件不允许的地区可适当放宽至7周岁。但在当前的数据条件下,我们无法获取农村劳动力开始接受义务教育的具体时间,因而工具变量的构造可能不那么“纯净”,而这也是利用两阶段工具变量对于义务教育改革进行估计时,估计结果高于基准回归的可能原因。二是公共教育政策如何通过义务教育缩小以及大学教育扩大农村劳动力的组内工资收入差距,其背后的运行机制还需要后续研究进一步识别,而这些将成为本文后续的工作重点。

参考文献:

- [1] 胡志军,刘宗明,龚志民.中国总体收入基尼系数的估计:1985—2008[J].经济学(季刊),2011(4):1423-1436.
- [2] 张传国,晋媛媛.教育收益率对中国收入差距的影响——基于分位数回归模型的分析[J].南京审计大学学报,2020,17(2):91-101.
- [3] Mincer J. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution[J]. Journal of Political Economy, 1958, 66(4):281-302.
- [4] Li T Y, Zhang J S. Returns to Education under Collective and Household Farming in China[J]. Journal of Development Economics, 1998, 56(2):307-335.
- [5] 黄斌,钟晓琳.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[J].教育研究,2012,33(3):18-26.
- [6] Psacharopoulos G, Patrinos H A. Returns to Investment in Education: A Decennial Review of the Global Literature[J]. Education Economics, 2018, 26(5):445-458.
- [7] Van de Werfhorst Herman G. Credential Inflation and Educational Strategies: A Comparison of the United States and the Netherlands[J]. Research in Social Stratification and Mobility, 2009, 27(4):269-284.
- [8] Bernardi F, Ballarino G. Participation, Equality of Opportunity and Returns to Tertiary Education in Contemporary Europe[J]. European Societies, 2014, 16(3):422-442.
- [9] Wu X, Xie Y. Does the Market Pay Off? Earnings Returns to Education in Urban China[J]. American Sociological Review, 2003, 68(3):425-442.
- [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):154-167.
- [11] 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):16-35.
- [12] Fang H, Eggleston K N, Rizzo J A, et al. The Return to Education in China: Evidence from the 1986 Compulsory Education Raw[R]. NBER Working Paper, 2012, NO.18189.
- [13] La V. Does School Pay? Evidence from China[Z]. Mpra Paper, 2014, No.54578.

- [14] 刘泽云. 上大学是有价值的投资吗——中国高等教育回报率的长期变动(1988—2007)[J]. 北京大学教育评论, 2015, 13(4):65-81.
- [15] 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):48-70.
- [16] 王琳, 宋博, 刘华. 高校扩招对农村地区高等教育机会获得的影响研究——基于断点回归的实证检验[J]. 重庆高教研究, 2020, 8(1):27-36.
- [17] 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.
- [18] 邢春冰, 陈超凡, 曹欣悦. 城乡教育回报率差异及区域分布特征——以1995—2018年中国家庭收入调查数据为证[J]. 教育研究, 2021, 42(9):104-119.
- [19] 方超. 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[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2021, 21(2):159-170.
- [20] Firpo S, Fortin N M, Lemieux T. Unconditional Quantile Regression[J]. Econometrica, 2009, 77(3):953-973.
- [21] 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):88-96.
- [22] 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):139-155.
- [23] 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.
- [24] 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):119-128.
- [25] 方超, 黄斌. 义务教育改革与农村劳动力的教育回报率——基于CHIP数据的准实验研究[J]. 北京大学教育评论, 2021(4):143-163.

(责任编辑: 蒋玮)

The Impact of Education Expansion Policy on the Wage Level of Rural Labor Force: On the Wage Effect and Distribution Effect of Education Policy

FANG Chao, SUN Han, YE Linxiang

Abstract: Based on the data from China Household Income Project 2018, this paper empirically evaluates the impact of two education expansion policies on the wage level of rural labor force in the period of economic transition through the measurement of causality and heterogeneity. It finds that: (1) The wage level of rural labor force has a positive correlation with its education level, while the influence of experience on wages shows an inverted U-shaped change trend using the method of OLS; (2) It is found that the expansion of education has strong educational value, while the reform of compulsory education and the expansion of college enrollment have increased the probability of individual receiving compulsory education and college education by 2.9% and 9.8%, its socio-economic value has increased the wage level by 830.1% and 181.9% using the method if IV; (3) Using the method of UQR and UQTE to analyze the heterogeneity, it is found that the compulsory education reform helps to converge the wage gap within the group, but the enrollment expansion of colleges and universities expands the wage gap between low and high-income groups. On this basis, this article proposes policy recommendations for releasing the economic and social value of public education policies.

Keywords: Educational Expansion; Rural Labor Force; Return on Education; Income Distribution Effect; Unconditional Quantile Treatment Effect