

## ■ 教育与经济

DOI:10.15998/j.cnki.issn1673-8012.2022.05.010

# 规模扩张、高等教育回报率 与城乡居民收入差距分化



胡德鑫, 田云红

(天津大学 教育学院, 天津 300354)

**摘要:**基于中国综合社会调查(CGSS)2008年和2017年的数据,借助普通最小二乘法、倾向得分匹配法和分位数回归法,解析高校招生规模持续扩张对城乡居民高等教育回报率产生的影响以及不同收入层次城乡居民的收入差距分化情况。研究结果显示:从时间维度的纵向对比来看,我国的高等教育回报率呈现出“总体增长,城镇降低,农村上升”的变化特征;从高等教育回报率的城乡横向对比来看,在扩张前期,城镇居民的高等教育回报率远高于农村居民,而在扩张后期,农村高等教育回报率反超城镇;从调节收入差距方面来看,高等教育规模扩张具有缩小城乡居民收入差距的“公平效应”。鉴于此,在我国高等教育快速发展进程中,国家应进一步提高农村居民高等教育获得的机会概率,实现城乡教育资源的均衡配置;有效推动规模扩张和质量提升的协同共进,确保高等教育经济效益的持久性;继续加大对城乡贫困大学生的资助力度,减轻低收入家庭的经济负担。

**关键词:**规模扩张;高等教育回报率;城乡收入;差距分化;分位数回归

[中图分类号]G649.2;F124.7 [文献标志码]A [文章编号]16738012(2022)05009312

## 一、问题提出

自20世纪60年代以来,伴随全球化的加速发展,以信息技术为先导的知识经济逐渐兴起,各国纷纷加大对人力资本的政策倾斜与资源投入力度,其中以美国、英国为代表的西方发达国家率先在全球范围内掀起高等教育扩张风潮。相比之下,我国高等教育大规模扩张虽比其他发达国家晚30年左右,但却是全球范围内将规模扩张作为国家战略的唯一发展中国家<sup>[1]</sup>。为缓解高等教育资源供给的有限性与社会公众对高等教育资源巨大需求之间的矛盾,我国于1999年出台《面向21世纪教育振兴

致谢:由衷感谢哈佛大学社会学系潘光辉博士在本研究代码编写过程中提出的指导性建议以及匿名评审专家提出的修改意见,文责自负。

修回日期:20200423

作者简介:胡德鑫,男,山东潍坊人,天津大学教育学院副教授,硕士生导师,管理学博士,主要从事教育经济学研究;

田云红,女,贵州铜仁人,天津大学教育学院硕士生,主要从事教育经济学研究。

引用格式:胡德鑫,田云红. 规模扩张、高等教育回报率与城乡居民收入差距分化[J]. 重庆高教研究,2022,10(5):93-104.

Citation format: HU Dexin, TIAN Yunhong. The scale expansion, the return rate of higher education and urban-rural income disparity [J]. Chongqing higher education research, 2022, 10(5): 93-104.

行动计划》,自此拉开了我国高校扩招的历史序幕。相关统计数据显示,在采取后发外生型教育扩张政策以后,我国高校规模扩张速度空前高涨,高等教育毛入学率由1998年的9.8%迅速攀升至2020年的54.4%;普通本专科招生规模由1998年的108万人激增至2020年的967.45万人,增长幅度高达795.8%。高等教育规模扩张一方面可以增加不同收入阶层获得高等教育的机会,促使劳动力整体素质和生产效率的提高,为经济增长提供较为充足的人力资本;另一方面有助于农村居民突破户籍壁垒,推动劳动力的合理流动。但是短时间内的规模扩张也引发不少负面争议:一是扩张以后大量高校毕业生涌入劳动力市场,用人单位一般采用低薪聘用或拔高标准的方式以降低对劳动者生产效率误判的成本,高等教育的学历信号作用有所减弱,逐步形成初次就业的大学生起薪低、就业难的困窘局面,从而助长了“读书无用论”声音的蔓延;二是扩张可能拉大城乡劳动力和不同收入群体的收入差距。根据最大化维持不平等理论和有效维持不平等理论,高等教育规模扩张使高阶层家庭获得教育数量和质量的的优势得以扩大,教育资源获取的不平等会进一步阻塞弱勢阶层子女向上流动的通道,从而出现“寒门难出贵子”的论断,有实证研究表明,农村劳动力的教育投资收益远低于城镇,并且通过教育回报的异质性收益特征拉大了不同收入组群间的贫富差距<sup>[2]</sup>。

为了厘清高等教育规模扩张、高等教育回报率和城乡居民收入差距之间的关系,本研究旨在探讨以下几个问题:在高等教育快速发展和经济持续转型的进程中,我国高等教育回报率发生了怎样的变化?城乡居民高等教育回报率有何差异?高等教育规模扩张是否带来不同收入阶层差距的扩大,进而导致城乡居民收入差距扩大的马太效应?

## 二、文献综述

### (一) 高等教育规模扩张的实证争议与理论阐释

高等教育规模扩张是由经济社会与教育系统耦合催生的必然产物之一,对高等教育回报率的准确估计有助于科学评估高校扩招政策产生的现实成效。早期文献在估计教育回报率时一般基于标准的明瑟收益方程,采用传统的普通最小二乘法进行估计<sup>[3-6]</sup>,但是这类研究往往由于能力偏差、测量误差、遗漏变量、异质性和样本自选择等因素,造成研究结论的不准确<sup>[7]</sup>。随着计量经济模型的不断更新迭代,后续一些学者采用更为新颖的方法对同时期的教育回报率进行估计,例如,工具变量法、断点回归法和固定效应法等<sup>[8-10]</sup>,以便克服研究过程中存在的内生性问题。在通过估计教育回报率评价高校扩招政策实施效果方面,一些实证研究指出,高等教育规模的扩张有利于高水平人力资本积累,进而换来个人收益回报的提高<sup>[11-12]</sup>。另一些实证研究却发现,伴随高等教育的全面扩张,个人收益回报将受到严重挤压<sup>[13-14]</sup>。于是,一些具有竞争性的理论被提出,用以解释高等教育规模扩张对个人收益回报的影响。

现代化理论认为,随着经济发展、技术进步、工业化发展和教育扩招,社会对技术型和知识型人才的需求明显增加,教育等后致性因素成为个体社会经济地位的决定性因素,家庭背景等先赋性因素的不利影响将逐渐被削弱<sup>[15]</sup>。基于人力资本理论的技能偏向型技术进步假设认为,技术进步是经济发展的核心推动力,技术进步带来技能需求,进而带动教育的发展。在技术进步模式下,劳动力市场会更加依赖技能水平比较高的劳动力,从而使得接受过高等教育的劳动力获得更高的工资<sup>[16]</sup>。但是,文凭信号筛选理论和工作竞争理论提供了另一种解释视角。受教育水平(文凭)是雇主评判求职者能力高低的重要信号。在劳动力市场上,对于求职者而言,个体收入的高低并不是由绝对教育水平决定的,而是取决于相对教育水平<sup>[17]</sup>。因此,高校扩招使人力资本的供给大量增加的同时,也降低了高等教育的区分度,雇主会更倾向于聘用更高层次文凭的求职者,特定文凭持有者在劳动力市场中的相对位置后移,从而导致高等教育的文凭贬值<sup>[18]</sup>。

## (二) 高等教育回报率与城乡居民收入差距

资源禀赋差异和突出的二元经济结构是造成我国城乡居民收入差距的主要原因<sup>[19]</sup>。理论上认为教育和职业可以通过人力资本的内生传导机制实现对收入差距的削弱作用。教育回报率作为人力资本的外生效应体现,可以有效反映对收入差距的影响。Knight 和 Sabot 曾指出,教育回报率在影响居民收入差距中表现为两种效应:第一种是结构效应,当教育回报率一定时,教育结构的变化会扩大居民收入差距;第二种是压缩效应,在教育结构保持不变的情况下,教育回报会随着教育供给的相对增加而降低,进而导致收入差距的缩小<sup>[20]</sup>。从实际政策来看,我国高校扩招政策旨在增加不同群体,特别是农村阶层群体的大学入学率,提高农村居民受教育程度,促进其人力资本积累,进而改善其收入境况。国内部分学者的研究结论肯定了扩张政策对城乡收入差距的调节功能,认为高等教育的规模扩张通过机会增加效应和非农就业效应提升农村居民的高等教育回报率,进而缩小城乡收入差距<sup>[21]</sup>。但是也有反对者认为,高校扩招政策带来的高等教育规模扩张,并没有改善城乡居民收入差距<sup>[22]</sup>,原因在于城镇居民比农村居民更享有资源禀赋上的优势,农村居民通过高等教育扩张获得的收益可能会被最初的教育资源缺口所“冲淡”<sup>[23]</sup>。同时,农村居民获取社会资源的能力有限,这也会影响其在劳动力市场上的表现,从而弱化未来工作收入的增长效应。

## (三) 研究述评

通过对现有文献进行总结可以发现:在研究结论上,关于规模扩张带来的高等教育回报率变动情况以及高等教育对城乡居民收入差距的影响,学术界尚未达成一致性结论;在数据选择上,多数文献使用的是 2013 年以前的数据,这不利于捕捉高等教育回报的最新时序变化,并且在分析高等教育规模扩张对城乡居民收入差距的影响时,缺少时间演进方面的刻画;在研究内容上,以往研究侧重关注高等教育回报的整体平均效应,而在评价一个政策的实施效果时,人们更加关注的是政策的分布效应,即针对城乡不同收入人群,探究高等教育回报的群体差异;在研究方法上,教育与收入的关系时常受到异质性和自选择偏差的干扰,以往大部分研究常采用的最小二乘法无法实现对教育回报率的准确估计,会增加系数偏估的风险。

本文可能的边际贡献主要体现在 3 个方面:在数据选择上,使用 2008 年和 2017 年的数据,动态对比高等教育回报在高校扩招前期和扩招后期的变动情况,补充高等教育回报率的最新变化数据。在研究内容上,不仅分析城乡两组群的高等教育回报率,并且分别将城乡居民划分为不同收入组群,进一步探讨不同收入群体的高等教育回报率。在研究方法上,综合利用 3 种计量方法以便更为准确地估计与分析教育回报率和城乡收入差距的分化情况。首先,采用普通最小二乘法做基准回归;其次,利用倾向得分匹配法突破最小二乘法的局限性,克服样本异质性和自选择偏差带来的内生性问题,对最小二乘法的测算结果进一步做稳健性检验;最后,应用分位数回归法估计高等教育在不同收入群体中的异质性收益回报。

# 三、研究设计

## (一) 数据来源与变量选取

本文数据来源于中国人民大学中国数据和调查中心开展的中国综合社会调查(CGSS),该调查采用多阶分层随机抽样方法,调查对象分布于全国 30 个省份(不含西藏、香港、澳门和台湾),样本覆盖范围大,2008 年和 2017 年的调查人数分别为 0.6 万人和 1.2 万人,可视为全国代表性样本。根据我国法定退休年龄的规定(男性退休年龄为 60 岁,女性退休年龄为 55 岁,为保证样本容量,将男性退休年龄设定为上限),并结合大学教育完成时的年龄(通常为 22 岁),本文将样本限制在 22 岁至 60 岁已经毕业、有工资收入的个体,剔除关键变量下的缺失值,最终得到 2008 年有效样本量为 3 012 个,

2017年有效样本量为5 591个。

在变量选取方面:(1)因变量为个体年收入对数。(2)自变量为是否接受过高等教育,根据问卷中个人受教育程度信息,将大学专科、大学本科以及研究生学历视为接受过高等教育,赋值为1,其余受教育程度视为未接受过高等教育,赋值为0。(3)控制变量分别为工作经验、工作经验的平方、性别、婚姻状况、健康状况和地区。工作经验=年龄-个体受教育年限-6;在性别中,男性赋值为1,女性赋值为0;在婚姻状况中,已婚包括已婚有配偶、分居和丧偶3种状态,赋值为1,未婚包括单身从未婚、离婚和同居3种状态,赋值为0;在健康状况中,健康包括很健康、比较健康和一般健康3种状态,赋值为1,不健康包括比较不健康和很不健康两种状态,赋值为0;在地区中,东部赋值为1,中部赋值为2,西部赋值为3,西部为参照组。

## (二)描述性统计

从表1可以看出,劳动力收入水平随着时间的推移表现出增长的态势,收入对数由2008年的9.03增加至2017年的10.16。2017年“是否接受过高等教育”这一变量的均值约是2008年的两倍,反映出我国高校持续扩招以后,接受过高等教育的群体比例迅速上升的事实。从图1可以看出,无论是城镇还是农村,接受过高等教育的居民收入均远高于未接受过高等教育的居民收入。具体来看,农村居民内部群体的收入差距由2008年的1.77倍增加至2017年的2.15倍,城镇居民内部收入差距由2008年的1.79倍增加至2017年的2.06倍,这从侧面反映出接受高等教育仍然是城乡居民提高收入的重要途径。

表1 变量的描述性统计

变量名称	2008年				2017年			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
年收入对数	9.03	1.19	4.60	13.82	10.16	1.02	5.38	15.78
是否接受过高等教育	0.16	0.36	0	1	0.30	0.46	0	1
工作经验	25.83	12.28	0	54	24.69	12.51	0	54
工作经验的平方	818.02	659.14	0	2 916	765.95	620.72	0	2 916
性别	0.50	0.50	0	1	0.50	0.50	0	1
婚姻状况	0.92	0.27	0	1	0.87	0.34	0	1
健康状况	0.88	0.32	0	1	0.90	0.30	0	1
地区	1.81	0.77	1	3	1.68	0.78	1	3

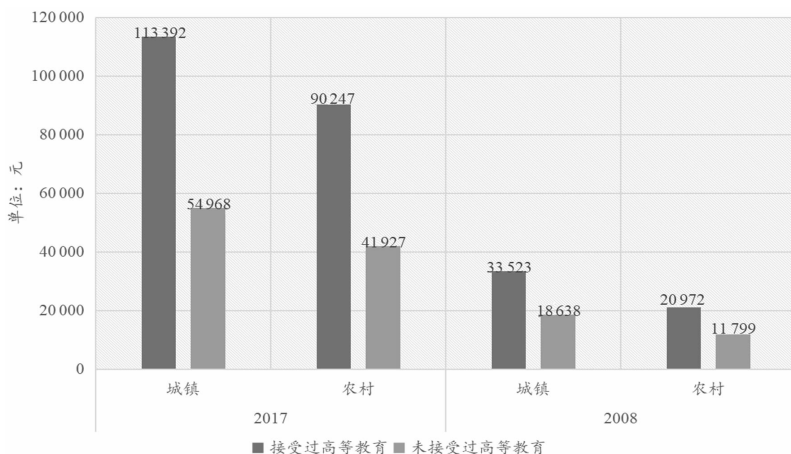


图1 城乡居民收入差异

### (三)模型与方法

#### 1. 普通最小二乘法

美国经济学家明瑟曾指出,“在人力资本中,教育与经验对收入的影响具有决定性作用,其他人力资本要素可视为次要变量或外生变量”<sup>[24]</sup>,并且推导出收入与其决定性因素的函数关系表达式:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 edu + \beta_2 expr + \beta_3 expr^2 + \sum \beta_i x + \varepsilon \quad (1)$$

上式中, $\ln y$ 为年收入对数, $edu$ 为高等教育的虚拟变量, $expr$ 为控制变量中的工作经验, $expr^2$ 为工作经验的平方, $x$ 为影响收入水平的其他外生控制变量, $\varepsilon$ 为随机扰动项,并且满足 $E(\varepsilon) = 0$ , $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_i$ 为各自变量的相关系数。根据研究目的,着重关注 $\beta_1$ 系数的变动情况,即教育回报率。

#### 2. 倾向得分匹配法

虽然普通最小二乘法可以估计出接受高等教育的回报率,但是该方法是基于同质性假定,忽视了个体异质性带来的选择性偏差。具体而言,不同样本存在个体、家庭、社会特征等方面的显著差异,这些因素都会影响个体的受教育程度,如果直接使用(1)式估计出来的回报率必然存在很大的偏差。倾向得分匹配法(P propensity score matching, PSM)是基于“反事实推断模型”,通过对处理组和控制组进行匹配再抽样的方法。该方法能让观测数据尽可能地接近随机试验数据,最大限度克服自选择性偏差带来的结果误差。

倾向得分匹配法的基本思路,是将本研究中的样本分为两组,一组为接受过高等教育,称为处理组,此时令 $T_i = 1$ ;一组为没有接受过高等教育,称为控制组,此时令 $T_i = 0$ 。对于个体 $i$ ,其潜在的结果变量为个体收入被定义为 $Y_i(T_i)$ ,其中 $i = 1, 2, \dots, N$ , $N$ 为个体总数。高等教育对个体收入影响的平均处理效应(ATT)为处理组的实际结果值 $E[Y(1) | T=1]$ 与假设个体未接受过高等教育时结果值的差值,表达式如下:

$$\pi_{ATT} = E(\pi | T=1) = E[Y(1) | T=1] - E[Y(0) | T=1] \quad (2)$$

实际上,(2)式中的 $E[Y(0) | T=1]$ 无法观测,称为反事实均值。倾向得分匹配法的核心是使用真实的未接受过高等教育的结果值 $E[Y(1) | T=0]$ 作为假设结果的替代值,其基本思想是为所有接受过高等教育的个体寻找一个与其禀赋特征相似甚至相同的未接受过高等教育的个体,将两者的结果均值相减,从而得到高等教育回报的准确估计值。在使用倾向得分匹配法时必须满足两个假设。条件独立假设。假设存在一系列可以观察到的控制变量,它们既影响个体是否接受过高等教育,也影响个体收入,但反过来不会受是否接受过高等教育的影响。在控制这些变量后,“是否接受过高等教育”在个体中随机分配。处理组与控制组的个体收入差异来自“是否接受过高等教育”这个准实验处理。其次是共同支撑假设。该假设要求具备某些特征的个体同时具有成为接受过高等教育个体和未接受过高等教育个体的正向概率,即处理组与控制组的倾向得分取值范围有相同的部分。如果满足以上两个假设条件,处理组与控制组结果均值的加权差异(ATT)的倾向得分估计值可以表示为:

$$\pi_{ATT}^{PSM} = E_{P(X) | D=1} \{ E[Y(1) | D=1, P(X)] - E[Y(0) | D=0, P(X)] \} \quad (3)$$

倾向得分匹配常用的方法包括最近邻匹配、半径匹配和核匹配3种方法。最近邻匹配法即选择与处理组匹配得分最为接近的控制组作为匹配对象;半径匹配法即设置一个匹配得分差异的最大容忍值,容忍值(“半径”)内的所有样本作为匹配样本;核匹配法即根据控制组与处理组的匹配得分距离计算匹配权数,对更接近处理组样本倾向得分的控制组样本赋予更大的权重并进行匹配。本文主要采用最近邻匹配和半径匹配两种方法进行匹配。

#### 3. 分位数回归法

教育对个体收入的影响往往不是线性、均质的,不同收入组群间的教育回报并不随收入变化呈现

单一趋势变动,基于均值回归的普通最小二乘法和倾向得分匹配法都无法捕捉到这种非线性变化。为了准确估计教育的异质性收益特征,考察高等教育回报在不同收入群体间的分布情况,本文采用 Koenker 和 Bassett 提出的分位数回归法<sup>[25]</sup>来估算不同收入分位点上的教育回报率,并建立以下回归模型:

$$Quant_{\theta}(\ln y_i | x_i) = \mu_{\theta} x_i \quad (4)$$

$Quant_{\theta}(\ln y_i | x_i)$  表示  $\ln y_i$  在给定自变量  $x_i$  的情况下与分位点  $\theta$  对应的条件分位数式,  $\mu_{\theta}$  为分位数回归系数。从经济学的角度来看,针对教育变量来说,分位数回归系数的含义是不同收入群体的教育回报率。例如,当  $\theta = 10\%$  时,回归系数代表对于个体收入排在 10% 位置上(由低到高排序)的教育回报率的一种估计。

## 四、实证结果

### (一) 普通最小二乘法估计结果

首先采用普通最小二乘法检验高等教育回报率的总体变动情况以及城乡差异,结果见表 2。从全样本来看,自高校招生规模持续扩张以来,总体的高等教育回报率由 2008 年的 45.5% 上升至 2017 年的 57.8%。从分样本来看,城镇的高等教育回报率伴随时间的推移略有降低,下降幅度为 14.8%。相反,农村的高等教育回报率未减反增,增长幅度为 85.6%。从时间趋向上对比城乡差异,2008 年城镇的高等教育回报率(60.8%)明显高于农村样本(35.5%)。到了 2017 年,农村的高等教育回报率(65.9%)反超城镇样本(51.8%)。由于长期以来我国存在明显的城乡二元经济结构特征,劳动力市场上的户籍分割现象相当严重,农村居民在工资报酬方面与城镇居民相比处于劣势地位。伴随着高校扩招政策的深入推进和户籍制度改革,大量农村劳动力涌入城市就业,农村居民成为高等教育的“相对较大获益者”,该现象背后反映出很强的政策信号,即扩大农村地区的高等教育入学率有助于缩小城乡居民收入差距。

表 2 基于普通最小二乘法的高等教育回报率

变量名称	2017 年			2008 年		
	全样本	城镇样本	农村样本	全样本	城镇样本	农村样本
是否接受过高等教育	0.578*** (0.089)	0.518*** (0.127)	0.659*** (0.047)	0.455*** (0.062)	0.608*** (0.047)	0.355* (0.213)
工作经验	0.017*** (0.004)	0.021*** (0.006)	0.017** (0.006)	-0.013 (0.014)	-0.000 (0.007)	-0.049 (0.010)
工作经验的平方	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
男性	0.357*** (0.024)	0.300*** (0.032)	0.400*** (0.034)	0.480*** (0.031)	0.309*** (0.035)	0.568*** (0.046)
婚姻	0.241*** (0.039)	0.162*** (0.055)	0.301*** (0.056)	0.150** (0.074)	0.099 (0.074)	0.152 (0.124)
健康	0.288*** (0.045)	0.223*** (0.068)	0.318*** (0.061)	0.389*** (0.043)	0.387*** (0.067)	0.392*** (0.061)

续表

变量名称	2017 年			2008 年		
	全样本	城镇样本	农村样本	全样本	城镇样本	农村样本
东部	0.680*** (0.031)	0.545*** (0.053)	0.727*** (0.042)	0.704*** (0.041)	0.286*** (0.048)	0.895*** (0.063)
中部	0.192*** (0.034)	0.018 (0.556)	0.264*** (0.044)	0.230*** (0.060)	-0.035 (0.052)	0.325*** (0.058)
男性接受过高等教育	-0.343*** (0.024)	0.017 (0.065)	-0.054 (0.080)	-0.333*** (0.105)	-0.277*** (0.081)	-0.448 (0.445)
常数项	8.830*** (0.066)	9.373*** (0.136)	8.671*** (0.094)	7.395*** (0.098)	8.430*** (0.107)	7.651*** (0.170)
观测值	5 591	2 431	3 160	3 012	1 556	1 446
R <sup>2</sup>	0.336	0.280	0.293	0.446	0.226	0.265

注:\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

在控制变量方面,两个年份中男性的工资收入均显著高于女性,符合现实经验。目前,包括我国在内诸多国家的多种行业都存在不同程度的性别隔离现象,与男性相比,女性在薪酬回报、职位晋升以及技能培训等领域处于劣势地位,造成这种结果的原因是多方面的,诸如两性在社会角色构建中的不同期待(如男主外、女主内)、雇主追求边际利润最大化的内在动机等。然而将男性和接受过高等教育两个变量做交互项后发现,男性的高等教育回报率显著低于女性,与前人的研究结果一致。以往相关文献曾证实,接受过高等教育的劳动者面临的歧视往往低于未接受过高等教育的劳动者,特别是接受过高等教育的女性面临的相对歧视远低于未接受过高等教育的女性<sup>[26]</sup>,由此说明女性接受高等教育能够缓解当前我国劳动力市场上存在的性别、工资不平等现象。工作经验方面,一次项系数为正,二次项系数为负,说明工作经验的积累对个体收入增长的边际效应呈现出先增长后降低的“倒U型”曲线。此外,已婚、健康和东中部个体的收入水平要显著高于参照组。

## (二)倾向得分估计

### 1. 影响个体接受高等教育的因素概率估计 Logit 模型

倾向得分匹配法需要借助 Logit 模型考察影响个体接受高等教育的因素,表 3 的数据结果表明模型回归的拟合结果较好,R<sup>2</sup> 值分别达到了 0.291 和 0.257,选择的控制变量对预测个体是否接受过高等教育具有较强的解释力度。从回归系数来看,工作经验、婚姻和健康等因素显著地影响个体接受高等教育的概率。具体来看,工作经验对个体接受过高等教育的影响为负,反映出高中毕业后直接接受高等教育的概率要高于工作一段时间后再接受高等教育的概率。由于家庭因素的制约,从时间分配和机会成本角度考虑,已婚个体接受高等教育的概率远低于未婚个体。健康的身体对个体接受高等教育有显著的正向影响。此外,从地区因素来看,处于东部和中部地区的个体接受高等教育的概率显著高于西部地区,造成这一结果的根本原因在于,长期以来我国教育资源分布存在一定的空间锁定和路径依赖<sup>[27]</sup>,教育事业发展与地区经济水平高度相关,为了寻求个体利益,西部劳动力大量迁移至东中部经济发达地区,导致高学历人力资本存在一定程度的地理空间聚集。

表 3 个体接受高等教育影响因素的 Logit 模型估计

变量名称	2017 年	2008 年
------	--------	--------

工作经验	-0.160 <sup>***</sup> (0.016)	-0.242 <sup>***</sup> (0.021)
------	----------------------------------	----------------------------------

续表

变量名称	2017 年	2008 年
工作经验的平方	0.001 <sup>***</sup> (0.000)	0.003 <sup>***</sup> (0.000)
性别	-0.024 (0.075)	0.244 <sup>**</sup> (0.108)
婚姻	-1.959 <sup>***</sup> (0.197)	-3.593 <sup>***</sup> (0.357)
健康	0.363 <sup>**</sup> (0.125)	0.870 <sup>***</sup> (0.327)
东部	1.178 <sup>***</sup> (0.106)	0.173 (0.140)
中部	0.190 (0.121)	-0.722 <sup>***</sup> (0.185)
常数项	0.770 <sup>***</sup> (0.227)	0.789 (0.425)
R <sup>2</sup>	0.257	0.291
对数似然值	-1 163.484 7	-2 251.795 4
观测值	5 591	3 012

注: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 

## 2. 基于倾向得分匹配法的高等教育回报估计值

为了保证数据结果的稳健性,采用最近邻匹配和半径匹配两种方法对处理组和控制组进行匹配。表 4 呈现了两个年份的高等教育回报率(即 ATT 值),从总样本和分样本数据来看,两种匹配方法得到的估计值较为稳健与一致,并且具备统计学意义上的显著性。从总样本来看,2008 年高等教育的回报率分布在 45% 至 56% 区间,2017 年高等教育回报率分布在 65% 至 66% 区间。从时间纵向对比来看,高等教育的总回报率并没有因为劳动力的大量供给而降低,反而随着时间的推移有所上升,这进一步佐证上文结论的有效性。因此,有相当的证据认为,高校扩招政策带来的人力资本扩张,并没有降低我国的高等教育回报率。城乡分样本的高等教育回报率变动趋势与前文分析一致,在此不做赘述。

表 4 基于倾向得分匹配法的高等教育回报率估计值

分类	匹配方法	2017 年			2008 年		
		处理组	控制组	ATT 值	处理组	控制组	ATT 值
总样本	最近邻匹配	10.83	10.18	0.65 <sup>***</sup>	9.81	9.36	0.45 <sup>***</sup>
	半径匹配	10.83	10.17	0.66 <sup>***</sup>	9.81	9.25	0.56 <sup>***</sup>
城镇样本	最近邻匹配	10.87	10.29	0.58 <sup>***</sup>	9.85	9.28	0.57 <sup>***</sup>
	半径匹配	10.87	10.29	0.58 <sup>***</sup>	9.85	9.28	0.57 <sup>***</sup>
农村样本	最近邻匹配	10.79	10.01	0.78 <sup>***</sup>	9.19	8.85	0.34 <sup>***</sup>
	半径匹配	10.79	10.00	0.79 <sup>***</sup>	9.19	8.76	0.43 <sup>***</sup>

注: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ ; 因限于篇幅和数据处理的重复性,对于城乡分样本,本研究仅展示最终结

果

### (三)分位数回归测算结果

此部分采用分位数回归法检验高等教育回报率在城乡不同收入群体间的分布效应,以便更好地考察高校扩张政策在不同时期对城乡居民收入差距分化的影响。q10、q50、q90 分别代表收入在 10 分位点、50 分位点和 90 分位点,即低收入、中收入和高收入人群。表 5 呈现出不同收入分位点上高等教育回报率的差异与变动情况。从城镇样本来看,2008 年高等教育回报率随着收入分位点的上升呈现出单调递减的向下倾斜曲线。在 10 分位点上,高等教育回报率为 73.4%,随着收入分位点的上升,高等教育的回报率逐渐走低,下降至 90 分位点的 38.5%。2017 年高等教育回报率随着收入分位点的上升呈现出先下降后上升的“V 型”曲线。由 10 分位点的 65.0% 下降至 50 分位点的 54.1%,最后上升到 90 分位点的 63.8%。对于农村样本而言,两个年份的高等教育回报率变化趋势与城镇样本基本一致。2008 年,10 分位点上的高等教育回报率为 89.3%,伴随收入分位点的不断升高,高等教育回报率下降至 90 分位点的 23.8%。2017 年,高等教育回报率由 10 分位点的 85.6% 下降至 50 分位点的 61.8%,最后上升至 90 分位点的 63.9%。

表 5 基于分位数回归的城乡不同收入群体的收益回报

类型	年份	变量	q10	q30	q50	q70	q90
城镇	2017	是否接受过高等教育	0.650 <sup>***</sup>	0.491 <sup>***</sup>	0.541 <sup>***</sup>	0.579 <sup>***</sup>	0.638 <sup>***</sup>
			(0.066)	(0.053)	(0.054)	(0.054)	(0.061)
		其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
	2008	是否接受过高等教育	0.734 <sup>***</sup>	0.599 <sup>***</sup>	0.550 <sup>***</sup>	0.509 <sup>***</sup>	0.385 <sup>***</sup>
			(0.111)	(0.073)	(0.052)	(0.024)	(0.061)
		其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
农村	2017	是否接受过高等教育	0.856 <sup>***</sup>	0.655 <sup>***</sup>	0.618 <sup>***</sup>	0.614 <sup>***</sup>	0.639 <sup>***</sup>
			(0.121)	(0.078)	(0.041)	(0.054)	(0.073)
		其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
	2008	是否接受过高等教育	0.893 <sup>***</sup>	0.359 <sup>***</sup>	0.313 <sup>***</sup>	0.226 <sup>***</sup>	0.238 <sup>***</sup>
			(0.446)	(0.269)	(0.175)	(0.164)	(0.391)
		其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES

注:\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

对低、中、高收入群体的高等教育回报率进行对比发现,无论是扩张前期还是扩张后期,高等教育对城乡低收入群体具有更强的增收效应,高收入群体次之。在扩张后期的城镇样本中,高等教育使得低收入群体逐渐进入中等收入群体,而在高收入群体,高等教育使得高收入群体的收入迅速增加,从而进一步扩大中收入群体与高收入群体之间的差距。由此可见,随着我国高等教育的不断普及,城镇低收入群体很有可能成为中等收入群体,而中等收入群体则难以实现收入层级的跨越,是否会出现中等收入陷阱是国家制定教育政策需要关注的重点。从城镇、农村样本比较来看,农村低收入群体的高等教育回报率更高,这意味着接受高等教育依旧是弱势阶层群体向上流动的重要通道,高等教育仍然存在改善城乡收入不平等的潜在空间。在此基础上,对比城乡低收入群体高等教育回报率的时间趋势变化,结果显示高等教育对低收入群体的收入促进作用有所下降。

## 五、结论、讨论与建议

## (一) 结论

本文基于中国综合社会调查(CGSS)2008年和2017年的数据,首先利用普通最小二乘法测算规模扩张对我国高等教育回报率产生的影响;其次使用倾向得分匹配法克服异质性和自选择偏差带来的影响,对最小二乘法的测算结果做进一步稳健性验证;最后将城乡居民收入划分为五等份,采用分位数回归法分析高等教育规模扩张对不同收入群体的异质性影响。研究结果显示:(1)从时间维度的纵向对比来看,我国高等教育回报率变化趋势呈现出“总体增长,城镇降低,农村上升”的变化特征,农村高等教育回报率的上升幅度大于城镇的下降幅度,使得总体的回报率表现为增长态势。无论是总样本还是城乡分样本,接受高等教育对于提高居民收入仍然具有显著的正向效应,这意味着我国高校扩招政策带来的经济效益值得肯定。(2)从高等教育回报率的城乡横向对比来看,扩张前期,城镇居民的高等教育回报率远高于农村居民,而在扩张后期,农村居民高等教育回报率反超城镇居民,农村居民逐渐成为扩张进程中的相对较大获益者。(3)在收入差距方面,高等教育规模扩张具有缩小城乡居民收入差距的公平效应。城镇和农村居民高等教育回报率随着收入分位点的上升均呈现由单调递减的向下倾斜曲线转变为V型曲线,无论是城镇居民还是农村居民,低收入群体的高等教育回报率在两个年份中均超过高收入群体,由此反映出高校扩招政策对低收入群体的增收作用更为明显,高等教育规模扩张很有可能是缩小贫富差距、促进城乡收入公平的重要机制之一。但需要注意的是,随着时间的推移,高等教育对城乡低收入群体的政策红利效应正在减弱。

## (二) 讨论

本文的研究结论为完善高校扩招政策对城乡居民收益的影响机制有一定的理论意义与参考价值。首先,高校扩招政策持续实施多年,接受高等教育带来的经济回报并未降低,这在一定程度上从经济科学视角评估了高校扩招政策的实施成效与有益影响。但不可否认的是,在高等教育规模持续扩张的背景下,就业质量下降、文凭价值贬值等诸多负面现象是同时存在的,诸如初帅、荣利颖等学者分别从城乡教育机会平等性、高校毕业生起薪变动趋势角度验证了高校规模扩张对其产生的抑制作用<sup>[2829]</sup>。在高等教育内涵式发展的背景下,有必要将稳步扩张与质量提升统筹考虑,以确保人力资本存量的大幅上升不会降低城乡居民群体的长远经济收益。其次,在社会经济转型时期,高校扩招政策具备缩小城乡居民收入差距的调节功能。从研究结果来看,无论城镇还是农村,低收入群体的高等教育回报率都超过高收入群体,但需注意的是,这种差距呈现缩小的趋势,这可能是高等教育持续扩张引发的高等教育边际收益降低导致的。最后,接受高等教育是提升农村居民直接经济收入、进而打破阶层固化与实现社会公平正义的有效手段,这对于祛除当前弥漫在农村地区的读书无用论思想有一定的积极意义。我国政府持续多年推行各类教育政策以提高农村居民接受高等教育的机会,以2012年以来国家推行的高考农村专项计划为例,通过国家专项计划、地方专项计划和高校专项计划3种类型录取的学生已经达到60万人,这不仅符合农村地区增强自我造血能力的客观需要,也是国家促进教育整体公平和均衡化发展的有力举措。总之,本研究在现有数据条件下通过普通最小二乘法、倾向得分匹配法和分位数回归法多种方法探讨城乡高等教育回报率这一热点议题,但由于数据本身的质量和影响收入因素的复杂性,不可观测的异质性无法完全消除,可能会对结论的有效性与可靠性产生一定影响。因此,如何增强数据质量的可靠性、影响因素分解的全面性以及研究方法的科学性,将是笔者未来持续推进既有研究的重点拓展方向。

## (三) 建议

在我国高等教育快速发展的进程中,为了充分发挥高等教育在缩小城乡居民收入差距中的关键作用,本文根据上述研究结论与讨论提出如下几点建议:第一,进一步提高农村地区获得高等教育机会的概率,实现城乡教育资源的均衡配置。由于扩张后期的农村高等教育回报率高于城镇,让更多农

农村地区的学生接受高等教育不仅有助于提高农村居民的经济收益,还有利于缩小城乡收入差距,这对于推动共同富裕目标的实现具有一定的促进作用。此外,受城乡二元经济结构的影响,农村地区教育资源匮乏、教育条件落后、教育质量低下,城乡高等教育入学差异本质上是由教育资源差异引起的,因此,打破城乡之间整体的教育资源配置鸿沟,弥补农村教育资源的先天不足,是保证城乡高等教育差距得以缩小的关键所在。第二,有效推动高等教育规模扩张和质量提升的协同共进,确保高等教育经济效益的持久性。在其他条件相同的情况下,数量的剧增不可避免地会加大高等教育体系内部的各种张力,对高等教育质量构成威胁。尽管实证结果表明我国高等教育的经济效应并没有因为规模扩张而降低,但是数量对质量的潜在稀释风险仍然是不容忽视的问题。衡量高等教育质量的第一标准是人才培养水平。为此,高校在扩大招生规模的过程中应该注重人才结构与人才培养质量的协调,加强科教融合、产教融合和工学结合,建立就业与招生计划、人才培养的联动机制,以实现高等教育系统与经济社会的良好嵌入衔接。第三,加大对城乡贫困大学生资助力度,减轻低收入家庭经济负担。家庭背景对于学生高等教育机会获得具有显著影响。一般而言,低收入家庭往往囿于经济资本的限制,无力负担学习必需品之外的费用,从而导致其在高等教育机会获得上处于劣势地位。为了促进教育公平的深入推进,不让每一个人因贫困落伍,政府要持续加大对贫困生的经费投入,鼓励个人、社会捐资助学,广泛吸纳多种渠道来源的资金捐助,增强学校、社会 and 个人的三维合力。

## 参考文献:

- [1] 罗燕. 中国高校评价的制度分析:兼论“双一流”建设高校评价[J]. 清华大学教育研究,2017,38(6):3744.
- [2] 方超,黄斌. 中国城镇居民高等教育收益率及变动趋势实证研究[J]. 北京社会科学,2017(7):7990.
- [3] 李实,丁赛. 中国城镇教育收益率的长期变动趋势[J]. 中国社会科学,2003(6):5872,206.
- [4] 杨蕙馨,王海兵. 中国教育收益率:1989—2011[J]. 南方经济,2015(6):118.
- [5] 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):8188.
- [6] 杨中超. 教育扩招对成人高等教育经济回报的影响研究[J]. 国家教育行政学院学报,2017(4):4956.
- [7] 邓峰. 教育收益率估算中的计量偏误及调整方法的综述[J]. 教育与经济,2013(5):4248.
- [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):164178.
- [9] 候玉娜. 教育与收入关系的实证研究:基于中国高等教育扩张冲击的视角[J]. 教育学报,2017,13(6):4959.
- [10] 孙志军. 基于双胞胎数据的教育收益率估计[J]. 经济学(季刊),2014,13(3):10041020.
- [11] BRAND J E, XIE Y. Who benefits most from college? Evidence for negative selection in heterogeneous economic returns to higher education[J]. American sociological review,2010,75(2):273302.
- [12] 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(4):6581,186.
- [13] WALKER I, ZHU Y. The college wage premium and the expansion of higher education in the UK[J]. Scandinavian journal of economics,2008,110(4):695709.
- [14] 丁小浩,于洪霞,余秋梅. 中国城镇居民各级教育收益率及其变化研究:2002~2009年[J]. 北京大学教育评论,2012,10(3):7384,189.
- [15] HOUNT M. More universalism and less structural mobility: the American occupational structure in the 1980s[J]. American journal of sociology,1988,93(6):13581400.
- [16] ACEMOGLU D. Technical change, inequality and the labor market[J]. Journal of economic literature,2002,40(1):772.
- [17] THURLOW L. Generating inequality: mechanisms of distribution in the U. S. economy[M]. New York: Basic Books, 1975:834880.
- [18] 兰德拉·柯林斯. 文凭社会:教育与分层的历史社会学[M]. 刘冉,译. 北京:北京大学出版社,2018:20.
- [19] 田盈,向栩,潘晓琳. 职业教育能改善城乡收入差距吗?[J]. 教育与经济,2020,36(6):5458.
- [20] KNIGHT J B, SABOT R H. Educational expansion and the Kuznets effect[J]. American economic review,1983,73(5):11321136.

- [21] 石大千,张卫东. 高校扩招缩小了城乡收入差距吗? [J]. 教育与经济,2017(5):3747,60.
- [22] 王海云,陈立泰,黄仕川,等. 教育作用于城乡收入差距的实证检验:扩大或抑制:以重庆市为例(1985—2006) [J]. 经济问题探索,2009(10):2329.
- [23] 屈廖健,邵剑耀,傅添. 谁在高校扩招中获益最多:高等教育机会获得的群体差异及影响因素研究[J]. 高校教育管理,2021,15(3):7082.
- [24] GROSSBARD S. Jacob Mincer: a pioneer of modern labor economics[M]. New York:Springer-Verlag US,2006:6.
- [25] KOENKER R,BASSETT G. Regression quantiles[J]. Econometrica,1978,46(1):3350.
- [26] 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.
- [27] 张同功,张隆,赵得志,等. 我国公共教育支出经济绩效空间溢出效应研究[J]. 教育与经济,2021,3(3):2930.
- [28] 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.
- [29] 荣利颖,邓峰,郭建如. 我国高等教育规模扩张政策的实施效果研究:基于高校毕业生起薪变动趋势分析[J]. 中国行政管理,2018(12):7882.

(编辑:王茂建 校对:杨慷慨)

## The Scale Expansion, the Return Rate of Higher Education and Urban-Rural Income Disparity

HU Dexin, TIAN Yunhong

(Institute of Education, Tianjin University, Tianjin 300354, China)

**Abstract:** Based on Chinese General Social Survey (CGSS) in 2008 and 2017, with the help of the methods including ordinary least squares, the propensity score matching and the quantile regression, an analysis was made on the impact of the continuous expansion of college enrollment to return rate of higher education and urban-rural income disparity at different income levels. The results as shown as follows: firstly, from the longitudinal comparison of the time dimension, the rate of return to higher education in China has such changing characteristics of “growing overall, declining in urban areas, and rising in rural areas”; secondly, from the perspective of the urban and rural horizontal comparison, the rate of return to higher education for urban residents was much higher than that for rural residents, while in the later stage of expansion, the rate of return for rural higher education surpassed that of urban areas; finally, in terms of income gap differentiation, the expansion of higher education scale has the “fairness effect” of narrowing the income gap between urban and rural residents. In view of this, in the process of rapid development of higher education in China, the state should further improve the probability of higher education in rural areas, achieve a balanced allocation of educational resources in urban and rural areas, promote the synergy of scale expansion and quality improvement in order to sustainable development of economic benefits, and increase funding for poor urban and rural college students to alleviate burden of economic budget for low-income households.

**Key words:** scale expansion; the return rate of higher education; urban-rural income; income disparity; quantile regression