
非高等教育与高等教育群体的 教育收益率比较分析

黄静 易丽¹

(上海工程技术大学, 上海 201600)

【摘要】: 随着社会经济的发展, 大众的受教育水平明显提升, 个体的教育收益率也显著增长。研究采用明瑟教育收益率方程, 采取多元线性回归的研究方法, 通过不同嵌套模型的对比研究, 找出非高等教育和高等教育群体教育收益率的影响因素和影响程度, 分析两个群体的共性和差异。模型结果显示, 高等教育群体每增加一年的工作经验, 其平均月工资收入增长率要比非高等教育群体高出 5 倍左右。因此, 单从个体教育收益率来看, 尽可能接受高等教育并努力完成学业, 在目前依然是一种相对有效地提高经济收入的方式。

【关键词】: 高等教育 非高等教育 教育收益率 多元线性回归

0 引言

教育收益是影响大众教育选择和不同高校生源质量的直接因素, 在教育经济学领域中有关教育收益率的研究从未间断。具体而言, 教育收益是指个体接受教育而获得的收益, 如个人收入增长。教育收益又称为教育投资效益, 通常采用实证的研究方法, 且以宏观和微观的定量分析为主, 估算方法主要有内部收益率法与明瑟方法两种。

关于教育收益率的影响因素研究, 国内外学者已从多个角度进行了探索。第一、分析教育收益的历史、现状和趋势, 通过具体数据对高等教育回报率的边际效应进行微观研究。其中, 许涛认为我国教育收益率的边际效应呈现递增趋势, 个体多接受一年教育的教育收益会呈指数性增加^[1]。Henderson 等通过对教育收益的异质性研究发现, 不同环境和种族的个体的教育收益是不一样的^[2]。第二, 高等教育扩招对教育收益率的影响研究。教育扩招对教育收益率的影响可归纳为上升、没有明显影响和下降 3 个阶段, 至 2020 年, 高等教育收益率增长速度没有明显增长^[3]。第三, 针对高等教育收益率的地区差异, 分析其中关键因素的作用, 从而找到解决策略。将区域经济增长因素加入教育收益率研究模型发现, 东部地区普遍高于中西部的教育收益率^[4]; 曹黎娟等通过微观数据分析得出城镇教育收益率在教育任何阶段都大于农村^[5]。

除此之外, 有人就中国人情式关系、性别差异等方面对高等教育收益率进行研究^[6-7]。然而, 目前对于不同教育层次的比较研究类文章较少, 所以本文试图借助明瑟方法构建不同层次、水平的教育相关因素的拓展方程, 去分析影响非高等教育和高等教育收益率的因素、影响程度以及结果。

1 指标确定与模型建立

作者简介: 黄静, 上海工程技术大学管理学院硕士研究生, 研究方向: 教育经济与管理;

易丽, 教育学博士, 上海工程技术大学高等教育研究所副研究员、副所长, 研究方向: 教育经济与管理。

基金项目: 教育部人文社会科学研究青年基金项目——“‘中国制造 2025’背景下应用技术人才培养机制研究”(项目编号: 17YJC880120; 项目负责人: 易丽) 成果之一

1.1 方法与指标确定

针对高等教育收益率的研究，最常用的模型是明瑟的教育收益率方程：

$$\ln W = \alpha + \beta_1 \text{edu} + \beta_2 \text{exp} + \beta_3 \text{exp}^2 + \varepsilon$$

其中，W 表示劳动者的月收入均值，edu 指的是个人的教育水平，在此用受教育年限表示，exp 指的是工作经验，在此用工作的年限表示， exp^2 是为了拟合工作经验与月工资收入之间的线性关系而加入的变量。 β_1 指每多接受一年教育获得的平均月收入的增长比例， β_2 指每多工作一年获得的平均月收入的增长比例， ε 为随机误差项。

1.2 变量选择

本模型的因变量($\ln W$)是个人平均月工资收入的对数，是教育收益率的重要参考指标，是指个人 2015 年全年的职业或劳动收入除以 12 个月得到值后，以保证其线性关系进行对数处理时的数值。

自变量是个人受教育年限(edu)，具体细分为高等教育和非高等教育个体的受教育年限，为了方便统一分析现将个人最高受教育程度依据“未受教育=0”“私塾扫盲班=2年”“小学学历=6年”“初中学历=9年”“职业高中、普通高中、技校、中专学历=12年”“专科学历=15年”“本科学历=16年”“硕士及以上学历=19年”的方式进行确定。

控制变量包含了个人的工作年限、工作地区、工作单位、性别、党员身份以及父母的教育程度等方面。通过对可能影响教育收益率的相关变量进行分析，能够找到影响个人平均月收入的变量，同时也能确定这些变量对教育收益的影响程度。为了方便变量的分析现定义： $\text{exp} = \text{年龄} - \text{正式教育年数} - 6$ ；对于性别因素，男性=1、女性=0；工作单位划分为公共部门和市场部门两类，公共部门=1、市场经济部门=0^[8]。公共部门包含党政机关、事业单位和军队等，市场部门包含外资企业、私企、个体经商户等；工作地区是结合研究需要将中国各省份整合为西部、中部、东部三类地区，西部=1、中部=2、东部=3；根据是否是中共党员，将党员身份转化为党员和非党员两类虚拟变量，党员=1、非党员=0；父母亲最高受教育程度操作为其受教育年限，分析时按照之前的方法将其受教育年限转化为对应的连续性变量。

1.3 模型构建

由于本文对高等教育和非高等教育群体的教育收益率研究不只局限于受教育年限和工作经验对月工资收入的影响，将明瑟教育收益率方程扩展得到教育收益模型为：

$$\ln W_1 = \alpha_1 + \beta_1 \text{edu}_g + \beta_2 \text{exp}_1 + \beta_3 \text{exp}_1^2 + \beta_4 \text{male}_1 + \beta_5 \text{family}_E_1 + \beta_6 \text{district}_1 + \beta_7 \text{work}_p_1 + \beta_8 \text{party}_1 + \varepsilon \quad (1)$$

$$\ln W_2 = \alpha_2 + \beta_1' \text{edu}_f + \beta_2' \text{exp}_2 + \beta_3' \text{exp}_2^2 + \beta_4' \text{male}_2 + \beta_5' \text{family}_E_2 + \beta_6' \text{district}_2 + \beta_7' \text{work}_p_2 + \beta_8' \text{party}_2 + \varepsilon \quad (2)$$

该模型分别把高等教育(edu_g)和非高等教育(edu_f)的教育收益率进行回归，同时还引入了性别、父母亲受教育年限、工作地区、工作单位和党员身份 6 个变量。比较研究各变量对受不同高等教育的两个群体的教育收益率的影响，提高模型的合理

性、完备性和可行性。其中式(1)和式(2)两个拓展方程的因变量、自变量与控制变量完全相同,一样的数据背景、相同的研究环境有利于减少研究误差。此外,为了方便观察基准模型和拓展模型比较、不同控制变量的影响程度,这两个拓展方程将分别采用嵌套的方式,进行多元回归分析。通过两个回归方程得到的结果和其中的变量对比,分析两种情况下各变量的基本情况,从而实现高等教育和非高等教育收益率的对比。

采用普通最小二乘法估计教育收益率时,需要考虑内生性的问题,这也是明瑟教育收益率方程经常受到质疑的地方。根据CGSS调查数据资料,本文采用的方法是在模型中加入父母亲的受教育年限作为个人能力的代理变量,而不是工具变量,与Zimmerman在研究中的做法一致^[9]。

2 实例分析

2.1 数据来源

本模型的数据来源于中国综合社会调查2015年的数据,总样本量10968,经初步处理后的有效样本量3901。本文的研究对象集中于1978年之后接受和未接受高等教育的群体。一方面,自新中国成立以来至1978年期间,我国高等教育发展由于政治因素影响存在中断或停滞情况;另一方面,我国市场经济自改革开放后飞速发展,在这样的条件下,高等教育收益率更能体现出劳动力在市场上的价值。

基于研究需要,本文从以下角度对数据进行了筛选:第一,删除在1978年以前接受高等教育的群体;第二,根据受访人的出生年月生成年龄,保存16~60岁之间的人群;第三,删除主要职业为“务农”和没有全职“工作”的个体;第四,删除个人全年职业和劳动收入小于500和大于200000的奇异数据;第五,处理本研究所需变量中存在的缺失值;第六,重新编码因变量、自变量和控制变量为回归模型做准备,比如进行对数处理、转化连续变量或者虚拟变量等操作。

2.2 统计描述

表1是整个样本的描述性统计结果。在3901名研究对象中,接受过高等教育的人1027名,未接受过高等教育的人2874名,高等教育学历获得者的比例约占26%。有效样本总量中男性1991人,女性1910人,两个群体的男女比例都接近1:1。表1中显示受过高等教育的人比未受过高等教育的平均月工资收入的对数要高,平均受教育年限是非高等教育群体的两倍左右。高等教育群体的平均工作经验为17.851年,非高等教育群体的平均工作经验为31.067年,比高等教育高出接近一倍左右。高等教育群体中非农业户口人数居多,而非高等教育群体的农业户口占多数。工作地区两者的数据比较接近,高等教育群体在公共部门工作的人多于非高等教育群体。在党员身份、父母亲受教育年限变量中,高等教育群体的均值普遍高于未接受过高等教育的群体。相关变量的更多基本情况见表1。

表1 变量的描述统计

变量	受过高等教育群体			未受过高等教育群体		
	有效样本量	均值	标准差	有效样本量	均值	标准差
月工资收入(对数)	1027	8.232	0.833	2874	7.353	1.027
受教育年限	1027	15.771	0.986	2874	8.498	3.248
性别	1027	0.503	0.500	2874	0.512	0.499

年龄	1027	39.622	8.783	2874	45.566	9.386
工作经验	1027	17.851	8.913	2874	31.067	10.728
户籍	1027	0.827	0.378	2874	0.300	0.458
工作地区	1027	2.522	0.698	2874	2.153	0.764
工作单位	1027	0.421	0.494	2874	0.100	0.300
党员身份	1027	0.262	0.440	2874	0.039	0.193
父母受教育年限	1027	8.701	3.705	2874	4.091	3.622

3 多元线性回归结果分析

3.1 高等教育群体的教育收益率分析

在探讨高等教育群体的教育收益率之前，需研究高等教育群体的经济回报情况，表 2 是接受过高等教育的教育收益率的多元回归分析结果。模型(1)和模型(2)对应的是最简单的 Mincer 方程，控制变量只包括接受高等教育的年限、性别、工作经验和工作经验的平方，回归结果的 P 值都小于 0.001，其中男性的月平均工资比女性显著高出 22% ($e^{0.199}-1$)。模型(3)增加父母受教育年限的代理变量，估计家庭受教育程度和高等教育收益率之间的关系。从显著性水平看，父母受教育年限的 P 值 < 0.001，对高等教育收益率的影响比较显著。模型(4)在回归方程中加入了工作地区变量，包括西部、中部和东部地区。根据回归结果显示，在控制其他变量的情况下，工作地区对高等教育收益率存在显著影响；西部地区和中部地区月平均收入水平较接近，而东部地区要比西部地区高出 51.7% ($e^{0.417}-1$)。东部地区依靠其较高的教育收益率、大量的就业机会和完善的就业服务吸引越来越多的人慕名而来。模型(5)增加了工作单位变量，得到的回归模型数据结果显示，公共部门的高等教育收益率显著低于市场部门，月平均工资增长率低 13.2%。因此可以认为随着中国特色社会主义市场经济的不断完善和发展，市场部门的高等教育收益率更高。模型(6)在回归模型中引入党员身份变量，探索政治身份对教育收益的影响。模型(6)加入党员身份变量后的 P 值 > 0.1，且决定系数 R^2 相比模型(5)从原来的 0.227 变为 0.228，只增加了 0.001，所以可以认为党员身份对高等教育收益率的影响不显著。

3.2 非高等教育群体的教育收益率分析

非高等教育的教育收益分析与高等教育的控制环境相同，因变量、自变量相同，也采用多元回归的嵌套模型，方便后面比较分析两者的共性和差异^[10]。表 3 中模型(1)和模型(2)同样是经典的明瑟收益方程，并且受教育年限、工作经验和性别因素对教育收益的影响显著，不同的是非高等教育群体每增加一年的教育获得月工资收入的增长率平均在 6.7%左右，高等教育群体的月工资收入增长率平均为 15.8%；比未接受高等教育人高 9.1%的回报率，是非高等教育群体的 2 倍多；工作经验每增加一年比非高等教育群体的月工资收入增长率高 5 倍左右。在性别变量方面，非高等教育群体的男性比女性的教育收益率显著高出 41.5%，说明不管接受何种程度的教育，男性在教育经济收益上都占优势。模型(3)中的父母受教育年限作为能力的代理变量，对他们子女的经济收益率影响具有显著性。模型(4)中部地区和东部地区的教育收益率都高于参照组(西部地区)的经济回报，因此对于非教育群体的教育收益率在中、东部地区都具有显著优势，其中东部地区又高于中西部地区。此外又引入了工作单位变量，但模型(5)的结果与其他模型结果存在显著差异，且直接导致了其他多个变量的不显著，将不同模型多次回归后发现工作单位对于非高等教育群体的教育收益率来说属于无关变量。在处理模型(6)方程中，不管是否加入工作单位因素，党员身份回归结果的 P 值都大于 0.1，对非高等教育群体的教育收益率没有显著影响。

表 2 高等教育群体的回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
受教育年限(高等)	0.163***	0.166***	0.151***	0.136**	0.133***	0.125***
教育群体)	(0.024)	(0.024)	(0.025)	(0.024)	(0.015)	(0.022)
工作经验	0.144***	0.146***	0.152***	0.140***	0.086***	0.088***
	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.011)	(0.011)
工作经验的平方	-0.003***	-0.003***	-0.003***	-0.003***	-0.002***	-0.002***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
性别		0.199***	0.226***	0.235***	0.231***	0.221***
		(0.047)	(0.048)	(0.046)	(0.043)	(0.043)
父母受教育年限			0.027***	0.017***	0.020***	0.020***
			(0.007)	(0.007)	(0.006)	(0.006)
中部地区				-0.035	-0.018	-0.077
				0.081	0.077	0.081
东部地区				0.417***	0.353***	0.355***
				(0.073)	(0.070)	(0.070)
工作单位					-0.142***	-0.160***
					(0.045)	(0.046)
党员身份						0.091*
						(0.050)
常数项	4.272***	4.121***	4.008***	4.175***	4.847***	4.955***
	(0.407)	(0.405)	(0.406)	(0.359)	(0.365)	(0.366)
样本总数	1027	1027	1027	1027	1027	1027
R-squared	0.177	0.191	0.218	0.279	0.227	0.228

表 3 非高等教育群体的回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
受教育年限(非高)	0.097***	0.085***	0.073***	0.059***	0.043***	0.0460**

等教育群体)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.009)	(0.007)
工作经验	0.024***	0.023***	0.031***	0.032**	0.023*	0.032***
	(0.009)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.009)	(0.009)
工作经验的平方	-0.001***	-0.001***	-0.000***	-0.000**	-0.000*	-0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
性别		0.426***	0.419***	0.425***	0.288***	0.429***
		(0.035)	(0.0360)	(0.035)	(0.037)	(0.036)
父母受教育年限			0.027***	0.020***	0.006	0.020***
			0.006	0.006	0.006	0.006
中部地区				0.339***	0.074	0.328***
				(0.046)	(0.057)	(0.046)
东部地区				0.532***	0.287***	0.521***
				(0.048)	(0.054)	(0.048)
工作单位					-0.062	
					(0.061)	
党员身份						-0.035
						(0.090)
常数项	6.376***	6.279***	6.122***	5.940***	6.701***	5.922***
	(0.128)	(0.125)	(0.131)	(0.130)	(0.147)	(0.131)
样本总数	2874	2874	2874	2874	2874	2874
R-squared	0.149	0.190	0.192	0.228	0.106	0.229

4 总结与建议

本文基于中国综合社会调查 2015 年数据，重点对我国接受过高等教育与非高等教育群体的教育收益率进行了比较分析，研究结论主要从研究假设的几方面总结。第一，研究结果显示高等教育的教育收益率要显著高于非高等教育，高等教育群体每增加一年的工作经验的平均月工资收入增长率要比非高等教育群体高出 5 倍左右，两者的差距比较明显。然而，不是接受了高等教育就一定能带来相应收入的提高，教育收益率还受一些外在因素的影响。第二，教育收益率受性别因素影响较大，男性的教育收益率要显著高于女性。而对于非高等教育群体来说，教育收益率受性别差异的影响又有所减少。第三，教育收益率都受到地区差异的调节，在东部地区工作的高等教育群体的收入增长率高出西部地区 51.7%，不同的是非高等教育群体在中部和东部工作的收入增长率都高于西部地区。第四，工作单位能显著影响高等教育群体的收入增长率，市场部门的工资增长速度要高于公

共部门,但对于非高等教育群体来说,却不存在显著性。第五,政治身份虽然有利于获得更多的资源,但对于两者的教育收益率都没有显著影响。第六,父母亲的受教育年限作为个人能力的代理变量都能显著影响教育收益率,两者的影响程度相近。

综上所述,本文通过对比研究高等教育与非高等教育群体在教育收益率上的区别和联系,发现个体的文化程度和受教育年限在一定程度上就决定了其收入的高低。因此,单从教育对个体的教育收益率来看,尽可能选择接受高等教育并努力完成自己的学业,在目前依然是一种相对有效的提高个人经济收入水平的方式。

参考文献:

[1]许涛.分割与边际效益递增:中国城镇个人教育回报的特征与变化趋势——基于CGSS2005的多层次分析[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2013,66(1):109-114.

[2]DANIEL J,HENDERSON S W,WANG P L.Heterogeneity in schooling rates of return[J].Economics of Education Review,2011,30(6).

[3]候玉娜,邓宁莎.高等教育扩招与教育收益率——基于中国家庭追踪调查数据的准实验研究[J].高教探索,2018(2):23-30.

[4]赵显洲.教育收益率的地区差异研究[J].技术经济与管理研究,2015(1):88-91.

[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):81-88.

[6]胡玉梅,祁震,张国建.中国式人情关系会影响教育回报吗?——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J].上海经济,2019(4):5-19.

[7]杨滢,汪卫平.女性教育收益率真的高于男性吗?——基于CGSS2012-2015的实证检验[J].教育与经济,2020,36(3):87-96.

[8]安平平,陈宁,熊波.高等教育教育回报的影响因素研究——基于CGSS(2010)数据的实证研究[J].黄冈师范学院学报,2017,37(4):13-19.

[9]ZIMMERMAN A D J.Estimates of the Returns to Schooling from Sibling Data:Fathers,Sons,and Brothers[J].Review of Economics & Statistics,1997,79(1):1-9.

[10]何宗樾,宋旭光.公共教育投入对高等教育入学机会的影响:机制分析与差异研究[J].高等教育研究,2019,40(7):51-61.