



北大教育经济研究 (电子季刊)

Economics of Education Research (Beida)
北京大学教育经济研究所主办
Institute of Economics of Education, Peking University

第 4 卷第 2 期
(总第 11 期)
2006 年 6 月

主编：闵维方；副主编：丁小浩 闫凤桥；

编辑：岳昌君 孙毓泽

教育对不同群体收入的影响*

岳昌君 刘燕萍

(北京大学教育学院 北京 100871；莱芜职业技术学院 莱芜 271100)

摘要： 本文基于国家统计局“城调队”的中国城镇住户调查数据，采用基尼系数统计指标和分位数计量回归方法，对我国城镇不同群体的收入水平、收入差异、教育差异以及收入与教育之间的关系进行了实证研究。研究结果表明：我国城镇居民的收入差距呈现显著的扩大趋势；城镇居民收入差距扩大的主要因素可以归结为低收入群体的收入不平等；受教育程度越高的群体其收入差异的基尼系数越小；“弱收入能力群体”的教育收益率显著高于“强收入能力群体”的教育收益率。

关键词： 教育收益率；收入；基尼系数；分位数回归

The Income Impact of Education on Different Groups of labors

YUE Chang-jun, LIU Yan-ping

(Graduate School of Education, Peking University, Beijing 100871, China)

(Laiwu Vocational College, Laiwu 271100, China)

Abstract: Based on data from Chinese Urban Household Survey collected in 2005, employing Gini Coefficient, and Quantile Regression Method, this study has investigated statistically and econometrically the income level, income inequality, education inequality, and the relationship between education and income among different groups of people. The regression results and statistic estimates have found: First, the income inequality has shown a significant increasing trend since the beginning of 1990s. Second, the increasing income gaps attribute to the inequality within lowest income group. Third, the higher the averaged educational level of one group is, the smaller the income gap within its group is. Finally, the rate of return to education for the group with weaker ability to gain earnings is bigger than that for the group with stronger ability.

Key Words : Rate of Return to Education; Income; Gini Coefficient; Guantile Regression

本文是教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“中国教育与人力资源问题研究”的成果之一。

作者简介： 岳昌君 (1966 -)，男，北京大学教育学院副教授，博士。

刘燕萍 (1964 -)，女，莱芜职业技术学院讲师。

一、引言

近年来,我国居民的收入差距不断加大。联合国开发计划署2005年公布的数据显示,中国2002年的基尼系数已经达到0.45。^[1]根据许多国家和地区的经验,人均GDP由1000美元向3000美元过渡的时期,是社会矛盾的多发期,而中国目前恰好处在这个阶段。在我国建设和谐社会、努力实现共同富裕的进程中,贫富差距已经成为经济和社会发展过程中不可避免的一个焦点问题,引起了国内外广泛的关注。

对于收入差距,现有的研究提出了许多的解释因素,如非国有部门的快速发展,行业和所有制差距,城乡二元制经济和劳动力市场分割,地理特征,资源禀赋,社会等级关系和市场经济相互作用形成的分配关系等。^[2]李实和赵人伟将上述因素概括为三类:制度体制变革的因素,经济发展和经济结构变化的因素,以及政府政策的因素。^[3]董先安在总结以往研究的基础上,将上述因素归纳为人力资本、物质资本、中央政府针对沿海的优惠政策和地理因素。^[4]

人力资本理论把教育视为一种人力资本投资,最初的人力资本理论大都认为,教育作为最重要的人力资本积累,是促使收入分配趋于平等的重要原因。^[5]后来一些学者从劳动力市场机制进行研究,通过分析劳动市场中劳动力教育构成状况、劳动力供求状况的变化以及教育规模扩展的影响等来研究教育对收入不平等的作用机制,他们认为教育扩展有助于缩小收入差距,而缩小的程度取决于劳动力需求曲线随着教育扩展的演变状况。^[6]特别地,教育机会和人力资本对收入差距有显著的影响,李实、陈玉宇和白雪梅等学者的实证研究表明人力资本上的差异是造成收入差距的主要原因。^[7]

但是,即使是外在条件(如受教育程度、工作年限、行业、职业、就业地点等)完全相同的群体,人们的收入水平仍然会因为内在因素的不同而存在着差异。本文将外在条件相同的从业者根据人们获得收入能力的高低进一步细分为“弱收入能力群体”、“一般收入能力群体”以及“强收入能力群体”。本文将研究教育对不同群体收入的影响,以期在兼顾公平的同时考察教育投资的效率问题。

二、数据说明

本文在统计和计量回归分析过程中所使用的数据来自国家统计局城市社会经济调查队(简称为“城调队”)每年度进行的“中国城镇住户调查”。包括1991

年、1995年、2000年和2004年等4个年份,有效样本容量分别为25905个、25802个、24998个和33856个。前3个年份的数据包含全国30个省区市;2004年的数据包含12个省市,其中东中西部各4个,分别为:北京、辽宁、浙江、广东、山西、黑龙江、安徽、湖北、四川、贵州、陕西和甘肃。

本文除了在比较不同年份的收入差距时使用跨年度数据外,其余部分只用到2004年的数据。2004年的数据包括8种受教育程度,分别是研究生、本科、大专、中专、高中、初中、小学以及其他。在计算受教育年限时上述类别的受教育程度分别按18.5年、15.5年、14.5年、11.5年、11.5年、8.5年、5.5年和0年计算。8类受教育程度在样本中所占的比重分别为0.6%、9.2%、23.5%、14.1%、27.0%、23.3%、2.2%和0.2%。

由于本文实证研究的主要目的是分析收入与教育之间的关系,因此在对2004年的原始数据进行处理时,本文选择的有效样本观测值限制在:年龄段为16-70岁;年工薪收入大于0;有效样本中既包括各种从业人员也包括有劳动能力的待业人员。

三、中国城镇居民收入差距的基尼系数

1. 我国城镇居民收入差距的基尼系数

基尼系数是20世纪初意大利经济学家基尼根据洛伦茨曲线设计的判断收入分配平等程度的指标。收入分配越是趋向平等,基尼系数也越小,反之,收入分配越是趋向不平等,那么基尼系数也越大。联合国有关组织规定:若低于0.2表示收入绝对平均;0.2-0.3表示比较平均;0.3-0.4表示相对合理;0.4-0.5表示收入差距较大;0.6以上表示收入差距悬殊。

2004年我国城镇居民收入差距的基尼系数为0.394(见表1),与0.4的警戒线十分接近,表明我国城镇居民的收入差距已经比较大。基尼系数计算中使用的指标采用的是年工薪收入,如果考虑到非货币收入的影响,以及将城镇居民调查难以涵盖的极端富裕人群包含进来的话,则我国城镇居民收入差距的基尼系数极有可能超过0.4的警戒线水平。

从变化趋势上看,我国城镇居民收入差距呈现扩大的趋势十分明显(见表1)。1991年城镇居民收入差距的基尼系数仅为0.236,处于“比较平均”的区间;而1995年、2000年和2004年的基尼系数都处于“相对合理”的区间。如果按照从

1991年到2004年基尼系数的几何平均变化率计算的话,2005年的基尼系数预期为4.10,将进入“收入差距较大”的区间。

表1 我国城镇居民收入差距的变化趋势

年份	1991	1995	2000	2004
基尼系数	0.236	0.326	0.351	0.394

数据来源:作者基于国家统计局城市社会经济调查队“中国城镇住户调查”数据的计算结果。

2. 按收入高低分组的基尼系数

为了进一步分析收入差距的来源,考察是低收入群体差距大还是高收入群体差异大,为此本文将样本按收入高低平均分为4组,分别记为低收入组、中低收入组、中高收入组和高收入组。然后,计算各组收入差距的基尼系数,因为是排序后再分的组,因此各组的基尼系数的绝对值没有意义。但是,通过比较各组基尼系数之间的相对大小,可以发现究竟是哪一群体的收入差异最大,对总体收入差异的贡献最多。表2的数据显示,在4个收入组别中,低收入组的基尼系数最大,分别是高收入组、中低收入组和中高收入组的1.06倍、2.70倍和3.31倍。因此,城镇居民收入差距扩大的主要因素可以归结为低收入群体的差异,要减小收入不平等程度最有效的途径是提高低收入群体的收入水平。

将样本观测值按收入水平由低到高排序后,第一四分位数为6740元,即样本中有25%的人收入低于此水平;第二四分位数(中位数)为11521元,即样本中有50%的人收入低于此水平;第三四分位数为17700元,即样本中有75%的人收入低于此水平。

收入水平与受教育程度和工作年限都是正相关的,即,收入越多的群体其平均受教育年限也越多、平均工作年限也越长。低收入组的平均受教育年限仅为10.5年,比中低收入组、中高收入组和高收入组分别低0.9年、1.7年和2.4年。低收入组的平均工作年限为18.0年,比中低收入组、中高收入组和高收入组分别低1.8年、3.2年和4.3年。可见,以受教育程度和工作经历为主要内容的人力资本因素在我国城镇居民收入分配中发挥着重要作用。

表2 按收入高低分组的城镇居民收入差距(2004年)

组别	低收入	中低收入	中高收入	高收入
基尼系数	0.235	0.087	0.071	0.222
受教育年限 (年)	10.5	11.4	12.2	12.9
工作年限 (年)	18.0	19.8	21.2	22.3

数据来源:作者基于国家统计局城市社会经济调查队“中国城镇住户调查”数据的计算结果。

3. 不同受教育程度群体收入差距的基尼系数

影响收入不平等的因素有很多,其中受教育程度是一个关键因素。表3考察的是受教育程度相同的群体收入差距的基尼系数。总体来看,受教育程度越高的群体,组内收入差距越小。小学文化程度组的基尼系数为0.415,处于“收入差距较大”的区间;初中文化程度组、高中文化程度组、中专文化程度组、大专文化程度组和本科文化程度组的基尼系数都在0.3-0.4之间,属于“相对合理”的区间;而研究生文化程度组的基尼系数只有0.291,属于“比较平均”的区间。因此,提高城镇居民总体的受教育水平,特别是保障每个居民都能得到初中以上的基本教育程度机会,将有利于减小收入不平等程度。

另一方面,不同受教育程度群体的组间收入差距很大,表明教育对促进个人的收入水平作用显著。2004年,小学文化程度群体的平均年收入仅为8744元,是初中文化程度群体平均收入的85.1%;是高中文化程度群体平均收入的71.6%;是中专文化程度群体平均收入的63.6%;是大专文化程度群体平均收入的50.6%;是本科文化程度群体平均收入的38.0%;是研究生文化程度群体平均收入的23.1%。

表3 按受教育程度分组的城镇居民收入差距(2004年)

受教育程度	小学	初中	高中	中专	大专	本科	研究生
基尼系数	0.415	0.388	0.384	0.372	0.346	0.341	0.291
平均年收入(元)	8744	10269	12204	13745	17290	22995	37880

数据来源:作者基于国家统计局城市社会经济调查队“中国城镇住户调查”数据的计算结果。

四、不同群体的教育收益率比较

1. 计量回归方法

明瑟以人力资本理论为基础,在解释收入差异时,认为在一个完全竞争的劳

动力市场上,人力资本是决定个人收入的关键因素。[8]这是因为人力资本决定劳动者的劳动生产率,人力资本较高的劳动者其劳动生产率一般来说也较高,因此应该获得较高的劳动报酬。而人力资本的两种主要形式是从学校教育中获得的知识和在工作中通过“干中学”、知识外溢或在职培训中获得的能力。因为很难精确地衡量一个人的知识水平到底有多大,但是人们普遍认为它和受教育程度有关,因此受教育年限是一个很好的代理变量。同样道理,一个人的工作能力也是难以测量的,在劳动者开始参加工作后,劳动技能随着实践的增加而提高,但是随着个人年龄的增大,体能逐渐下降,接受新知识的能力也下降,同时,随着世界知识和技术进步的突飞猛进,劳动者原有的知识和技术也会老化而被淘汰,因此,劳动者工作到一定年龄时,劳动技能或劳动生产率随着个人年龄的增加反而会下降。于是,明瑟的个人收入函数中仅仅包含了受教育年限和工作年限两个解释变量,采用的计量回归方程的表达式如下:

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 SCH_i + \beta_2 EXP_i + \beta_3 EXP_i^2 + u_i \quad (1)$$

其中 W_i 为从业人员的工资收入, SCH_i 为受教育年限, EXP_i 为工作年限, EXP_i^2 为工作年限的平方项(反映个人收入与工作年限之间的非线性关系), u_i 为随机扰动项。 β_1 表示教育收益率,含义是劳动者多受一年教育时个人收入的变化率,预期的回归系数符号是正的。

对于上述计量回归方程,传统上采用的是普通最小二乘法(OLS),其回归结果的含义是在给定自变量的条件下对因变量条件期望值的估计。这种回归方法隐含的假设是,在不同分布点上自变量对因变量的效果都是相同的,即,对于受教育程度和工作年限相同的群体而言教育收益率也相同。因此,回归系数被假定在整个收入的条件分布中是不变的,这样就限制了对收入分布中一些重要特征的考察。[9]

而分位数回归则是一种更一般化的估计方法,其目的是观察分布中不同分位点上自变量的不同作用。就收入分布而言,考察的是整个收入分布中不同收入点上教育收益率的差异。因此,对于明瑟收入方程,采用分位数回归的方法为:

$$\ln W_i = \beta_{0\alpha} + \beta_{01} SCH_i + \beta_{02} EXP_i + \beta_{03} EXP_i^2 + u_{i\alpha} \quad (2)$$

简记为:

$$\ln W_i = X_i \beta_\theta + u_{\theta i} \quad (3)$$

其中 X_i 是自变量, β_θ 是参数, $u_{\theta i}$ 为随机扰动项, $0 < \theta < 1$ 。对第 θ 个分位点回归所得到的各项系数值被定义为对下面最小值问题的求解:

$$\min_{\beta \in R^k} \left\{ \sum_{i: \ln W_i \geq X_i \beta} \theta |\ln W_i - X_i \beta_\theta| + \sum_{i: \ln W_i < X_i \beta} (1 - \theta) |\ln W_i - X_i \beta_\theta| \right\}$$

对分位数回归估计系数的解释与 OLS 回归估计系数的解释是相似的。对受教育年限的回归系数而言, OLS 回归中其意义为:由条件分布中各平均收入点回归形成的收入函数中教育年限的偏回归系数;与此相类似,分位数回归中受教育年限回归系数可以解释为:条件分布中由同一分位点回归得出的收入函数中教育年限的偏回归系数。

从经济学的角度来看,针对受教育年限变量来说,分位数回归系数的含义是不同收入能力的群体的教育收益率。例如,当 $\theta = 10\%$ 时,回归系数表示对于收入能力排在 10% 位置(由低到高排序)群体的教育收益率的一种估计。

2. 计量回归结果

普通最小二乘法的回归结果显示(表4最后1列),2004年的个人教育收益率为 12.3%。马晓强和丁小浩的研究结果显示,1991年我国城镇居民的個人教育收益率为 2.94%,1995年为 4.7%,2000年为 8.46%。[10]可见,我国城镇居民的個人教育收益率呈现出持续增长的趋势。

分位数回归的结果显示(表4),教育收益率的不同分位数回归系数总体而言随着分位点的提高呈现下降的趋势。10%分位数回归的系数最大,达到 16.0%;20%分位数回归系数、30%分位数回归系数、40%分位数回归系数和 50%分位数回归系数依次排在第 2 - 5 位,回归系数分别为 13.7%、12.7%、11.8% 和 10.8%。中位数(50%分位数)以下的 4 个分位数回归系数都比中位数(50%分位数)之上的 4 个分位数回归系数大,这表明在其他影响因素相同的条件下“弱收入能力群体”的教育收益率高于“强收入能力群体”的教育收益率。本文的结果与马晓强和丁小浩使用 1991 年、1995 年和 2000 年数据的分位数回归结果一致;[11]而有别于布契斯盖和佩雷拉的研究结果,他们使用别国数据对教育

分位数回归是对样本观测值采用不同的加权办法,而不是将样本按收入水平高低划分为各个子样本再进行回归。因此,当 $\theta = 10\%$ 时,分位数回归中包含了全部样本数据,只不过赋予 10% 收入回归线之下的观测点 0.9 以的权重,而赋予回归线之上的样本点的权重仅为 0.1。

收益率进行分位数回归,结果显示“强收入能力群体”有相对更高的教育收益率。[12]使用我国城镇数据进行的分位数回归结果与前面进行的统计描述结果是完全一致的:由表3的统计数据可知,一方面我国城镇居民不同教育层次之间的收入差距很大(例如,本科学历人员的年平均收入是高中学历人员的1.9倍),提高一级学历层次收入可以获得很显著的增加;另一方面,学历层次越高的群体其收入差异的基尼系数越小,因此,在同样受教育程度的基础上增加相等的受教育年数,“弱收入能力群体”可以增加相对更多的收入,即有较高的教育收益率。

表4 个人教育收益率的计量回归结果

解释变量	分位数回归									OLS 回归
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	
SCH	0.160	0.137	0.127	0.118	0.108	0.101	0.096	0.097	0.105	0.123
EXP	0.072	0.055	0.045	0.039	0.035	0.030	0.025	0.025	0.024	0.031
EXP ²	-0.0013	-0.0009	-0.0007	-0.0006	-0.0005	-0.0003	-0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0003

注:(1)因变量为年收入的自然对数值。(2)SCH、EXP和EXP²分别表示受教育年限、工作年限和工作年限的平方项。(3)在10个回归结果中,所有回归系数的统计显著性水平平均达到1%;各种分位数回归和OLS回归的拟合优度都处于0.1-0.2之间。(4)回归方程包含截距项(常数项),本表省略了其估计结果。

数据来源:国家统计局城市社会经济调查队“中国城镇住户调查”。

五、结论及政策含义

本文基于国家统计局“城调队”2005年进行的中国城镇住户调查数据、采用基尼系数统计指标和分位数计量回归方法、对我国城镇不同群体的收入水平、收入差异、教育差异以及收入与教育之间的关系进行了实证研究。研究的主要发现可以概括如下:

首先,20世纪90年代以来,我国城镇居民的收入差距呈现显著的扩大趋势,2004年城镇居民收入差距的基尼系数已经达到0.394,接近国际上普遍认可的0.4警戒线水平。

其次,城镇居民收入差距扩大的主要因素可以归结为低收入群体的收入不平等;无论是平均受教育水平还是平均工作年限,低收入群体都显著落后于其他群体。

第三,按照受教育程度分组,则受教育程度越高的群体其收入差异的基尼系数越小,表明提高城镇居民总体的受教育水平将有利于减小收入不平等程度。

第四,我国城镇居民的个人教育收益率已经超过10%,普通最小二乘法的

回归系数为 12.3%，中位数回归系数为 10.8%。

第五，从分位数回归的结果看，“弱收入能力群体”的教育收益率显著高于“强收入能力群体”的教育收益率。

本文的实证研究结论有着积极的政策含义：以受教育年限和工作年限衡量的人力资本既是个人收入水平的重要解释变量，同时也对我国城镇居民收入不平等状况产生着显著的影响。教育机会均等有利于促进收入平等，而教育不平等会拉大收入差距。特别地，对于“低收入能力群体”而言，教育的个人收益率相对更大，对这一群体进行教育投资的效率相对更高。因此，对于掌握公共教育资源的政府而言，保障“弱势群体”的受教育权利和机会，为他们提供必要的教育资源，这不仅仅是出于社会公平的考虑，同时也确实可以提高教育投资的效率，实现公平与效率的统一。

参考文献：

- [1] UNDP. 中国人类发展报告 2005[R]. 北京：中国发展研究基金会，2005:12.
- [2] 陈玉宇,王志刚,魏众. 中国城镇居民 20 世纪 90 年代收入不平等及其变化[J]. 经济科学,2004,(6):16-25.
- [3] 蔡昉. 城乡收入差距与制度变革的临界点[J]. 中国社会科学,2003,(5):16-25.
- [4] 郭熙保. 从发展经济学观点看待库兹涅茨假说 兼论中国收入不平等扩大的原因[J]. 管理世界,2002,(3):66-73.
- [5] 林光彬. 等级制度、市场经济与城乡收入差距扩大[J]. 管理世界,2004(4):30-40.
- [6] 李实. 中国个人收入分配研究回顾与展望[J]. 经济学季刊,2003(1):379-404.
- [7] 李实,赵人伟. 中国居民收入分配再研究[J]. 经济研究,1999(4):2-17.
- [8] 董先安. 浅释中国地区收入差距：1952—2002[J]. 经济研究,2004(9):48-59.
- [9] T.W. Schultz. Capital Formation by Education. Journal of Political Economy[J], 1960(68):571-465.
- [10] J. Mincer. Schooling, Experience and Earnings[M]. New York: National Bureau of Economic Research,1974.
- [11] Gary S. Becker. Human Capital[M]. 2nd ed. New York: National Bureau of Economics Research,1975.
- [12] M.S. Ahluwalia. Income Distribution and Development: Some Stylized Facts[J]. American Economic Review,1976,(66):128-135.
- [13] J.B. Knight and R.H. Sabot. Education Expansion and the Kuznets

- Effect[J]. American Economic Review, 1983, (73):1132-1136.
- [14] 陈玉宇,邢春冰. 农村工业化以及人力资本在农村劳动力市场中的角色[J]. 经济研究, 2004, (8):105-116.
- [15] 白雪梅. 教育与收入不平等:中国的经验研究[J]. 管理世界, 2004, (6):53-58.
- [16] J. Mincer. Schooling, Experience and Earnings[M]. New York: National Bureau of Economic Research, 1974.
- [17] M. Buchinsky. Changes in the US wage structure, 1963-1987: application of quantile regression[J]. Econometrica, 1994, (62):405-458.
- [18] 马晓强,丁小浩. 我国城镇居民个人教育投资风险的实证研究[J]. 教育研究, 2005, (4):25-31.