

人力资本回报率变化与收入差距： “马太效应”及其政策含义*

张车伟

内容提要: 在分析人力资本回报率变化对收入差距影响的基础上,本文运用抽样调查数据估计了教育回报率及其随教育程度和收入水平的变化。结果发现,中国目前的教育回报率仍然不高,总体来看,每增加1年教育,个人收入会增加4.34%;同时,教育回报率还展现出随收入水平增加而增加的趋势,最高95%收入者的教育回报率是最低5%收入者的2倍多。教育回报率变化的“马太效应”意味着收入差距不断扩大是市场失败的产物,在这种情况下,要缩小收入差距,人力资本投资必须更多地向穷人倾斜。

关键词: 教育回报率 收入差距 马太效应

一、引言

中国曾经是世界上最公平的国家之一,但随着市场化改革逐步深化,经济增长的成果越来越难以被所有人平均分享,尤其是20世纪90年代中期以来,个人收入差距被迅速拉大。中国目前已经成为世界上收入差距比较严重的国家之一,这一问题正在对经济的健康发展构成伤害。

收入差距与经济发展之间的关系一直是经济学研究的基本问题之一。长期以来,经济学家在该领域中进行了大量的研究。库兹涅兹早在1955年就根据发达国家的经验研究了收入差距的变化规律,提出了著名的倒U型收入分配假说。这一假说认为,在经济发展过程中,收入差距会首先随着收入水平增加而逐渐扩大,在达到一定程度后,收入差距会随劳动者受教育程度的提高而缩小并逐渐实现收入均等化。

从国际经验来看,收入分配走向均等化的转折点因国家的具体情况而差异很大。有些国家会很快跨过转折点而实现收入分配的均等化,如日本。但也有国家始终无法越过收入分配不断拉大的阶段。例如,一些拉美国家在20世纪70年代中期人均GDP就达到了1000美元,但由于没有能够让大多数人分享发展的成果,在经历了一段经济高速发展时期后,这些国家很快陷入收入分配不公、社会矛盾加剧、经济发展缓慢的恶性循环之中。中国目前正处于经济高速增长的发展过程之中,2005年人均GDP已达1700美元;同时,收入差距也在迅速拉大,基尼系数已达0.47左右(中宣部理论局,2005),超过国际上收入差距的警戒线水平。在经济快速增长过程中如何有效地遏制收入差距不断扩大的趋势已经成为中国经济发展过程必须认真面对的重大挑战。

一般来说,收入差距不断拉大的原因可以被归为这样两类,一类为非市场因素的影响,另一类为市场本身因素的影响。从非市场性因素来看,政策缺失和错位、市场法规不健全等都会使收入差距拉大。从市场本身来看,劳动力资源的市场配置必然使高人力资本存量的个人得到较高的收入,低人力资本存量的人得到较低的收入,从这个意义上说,人力资本不平等是收入差距的重要来源。本文主要研究后一类因素尤其是人力资本因素在市场机制下如何与收入差距相关联。

* 张车伟,中国社会科学院人口与劳动经济研究所,邮政编码:100732;电子信箱:zhangjw@cass.org.cn。作者感谢匿名审稿人所提出的宝贵意见,文责自负。孔铮、刘靖同学在文献收集与整理方面做了大量工作,感谢她们所提供的帮助。

人力资本能够得到市场回报决定了人力资本不平等是收入差距的直接来源。同时,如果人力资本回报在不同的人群中是不同的,则人力资本回报的差异将会加大人力资本的收入分配效应,从而起到加剧收入分配不均等的作用。教育是最常用也是最容易得到的人力资本变量,本文主要研究教育回报率变化及其对收入差距的影响。在分析人力资本回报率变化对收入差距影响的基础上,本文运用2004年取得的最新抽样调查数据,将在估计教育回报率及其随教育程度和收入分布的变化基础上,揭示收入差距扩大的市场机理,从而为如何缩小收入差距提供可供参考的政策建议。

本文剩余部分的结构安排如下:第二部分为相关研究文献综述,第三部分为理论、方法与数据说明,第四部分具体估计教育回报率及其随教育程度的变化,第五部分具体估计教育回报率随收入水平的变化,第六部分为主要结论及其政策含义。

二、相关研究文献综述

作为被研究得最多的人力资本变量,教育与收入的关系始终是引起经济学家兴趣的重要问题,有关教育市场回报的研究文献可谓汗牛充栋。有关中国个人教育回报率方面的研究也一直是劳动经济领域的热点问题,很多人已经对2002年之前的研究进行了比较详细的综述,例如,孙志军(2004),Zhang et al(2002)和Brauw et al(2004)等,这里因此主要对2002年以来的新进展作简要回顾,表1总结了这些研究所使用的数据、方法和主要结论。

综合已有的研究可以看出,虽然工具变量法(IV)、Heckman选择模型、GMM方法、使用双胞胎数据的固定效果(Fixed Effect)模型等一些新方法开始被用于教育回报率的研究之中,但大多数的估计仍然选择使用传统的OLS方法。总的来看,有关中国教育回报率的估计结果因方法不同存在着较大差异,例如Li和Luo(2004)使用GMM方法得到的城镇总体教育回报率高达15%,但是使用OLS方法估计得到的教育回报率基本上维持在5%—8%之间,这与国际上其他国家相比处于较低的水平^①;同时,中国个人教育回报率在改革开放以来呈不断升高的趋势,且教育回报率在性别、文化程度、地区和行业间存在着差异。大多数的研究表明,女性的教育回报率高于男性,城镇教育回报率高于农村,同时大学阶段的教育回报率高于高中之前的回报率。

作为人力资本价值的市场信号,教育回报率和劳动力市场变化密切相关,了解和掌握教育回报率变化对于更好地理解劳动力市场变化具有重要意义。然而,要准确了解特定市场条件下的教育回报率并不是一件容易的事情,甚至有研究认为教育对收入的影响更多地是为劳动力市场“筛选”高素质工人提供了信号,而并非是教育直接提高了劳动生产率(Weiss, 1996)。当然,大多数的研究证明教育不仅具有“筛选”的信号作用,而且也能直接提高劳动生产率,这实际上也是人力资本理论的主要内容。但是,要克服或解决教育回报率测量中所遇到的所有问题^②几乎是不可能的,因此,得到教育回报率“一致性”估计的研究就成了经济学研究中一个长盛不衰的问题。只要利用了较新的数据或者是在方法上作了任何改进基本上都能为这一问题提供新知识。

和已有的大多数研究相类似,本研究的重点并非要探讨教育回报率估计的“一致性”问题,而是更多地依靠常规分析技术并使用最新的抽样调查数据,研究中国教育回报率的最新变化,分析教育

^① 目前世界平均教育回报率为10.1%,亚洲为9.6%,中低收入国家的教育回报率在11.2%—11.7%。参见Psacharopoulos(1994)和Trostel, et al.(2002)。

^② 一般来说,教育回报率估计中会遇到这样三类困难或者问题:第一类就是省略变量的问题,在无法控制与教育相关的其他人力资本变量如能力变量等的情况下,有关教育回报率的OLS估计就是有偏的;第二类是测量误差问题,教育变量通常是根据教育程度并结合学制估算而来,这不可避免地会带来测量误差问题;第三类是教育回报的异质性问题,简单地说,就是收入方程中教育回报率是否被允许随个体而发生变化。无法克服三类问题影响的估计在某种程度上来说都会造成有偏估计。

表1 2002年以来有关中国个人教育回报率研究的主要成果综述

作者和时间	数据	方法	因变量	其他重要控制变量	主要结论
齐良书, 2005	中国健康和营养调查(CHNS)(简称CHNS调查)	Heckman选择模型	年收入	每周工作小时数、职业和所有制类型	城市教育收益20世纪80年代后期至90年代初有所下降,自1993年以后才呈上升趋势。
李雪松、詹姆斯·赫克, 2004	中国城镇居民家庭收入与支出调查。	局部工具变量法(LIV);考虑教育异质性Mincer方程。	年收入	父母收入、地区、所有制类型	大学教育回报率11%; OLS估计下偏, IV估计上偏;忽略个人能力会导致教育回报向上偏斜。
姚先国, 张海峰, 2004	2004年有关企业和农村劳动力流动调查。	常规最小二乘法(OLS估计)。	小时工资	户籍、婚姻、资历、培训、职业等	城镇教育回报率8%左右,而农村仅有4%左右。
侯风云, 2004	中国15个省市自治区进行的典型调研	OLS估计	年收入	培训、教育类型等	农村教育收益率为3.66%。
李实、丁赛, 2003	1995和1999年城镇住户抽样调查(简称CHIP调查)。	OLS估计	年收入	党员身份、所有制、单位盈亏状况、单位所在产业、地区等虚拟变量	城镇教育回报1990年2.43%, 1999年为8.1%;高等教育的收益率大于初等教育的收益率。
Yang, Dennis Tao, 2005	1988和1995年CHIP调查。	OLS估计	月收入	党员、少数民族、省份等虚拟变量	城市教育回报率在1988年和1995年从3.1%提高到5.1%。
Fleisher, Wang, 2005	1994年回顾性抽样调查	二阶段最小二乘法(2SLS)	年收入;	文革期间下乡年限、1969—1972年期间的上学年限。	文革之前教育回报率呈下降趋势;文革后直到1990年代教育收益率才有所回升。
Li, Liu, etc, 2005	2002年中国5城市双胞胎调查。	OLS、双胞胎组固定效果模型、GLS以及IVFE估计。	月收入	城市、婚姻状况等虚拟变量。	OLS估计城镇教育回报率为8.4%,而使用双胞胎数据组固定效果模型使得教育回报率下降至2.7%。省略能力或家庭背景效果会导致教育回报率被高估。
Li and Luo, 2004	第二轮城镇住户抽样调查(1995年CHIP)。	GMM估计, 2SLS估计	小时工资	民族、父母教育水平等。	GMM估计结果显示,中国城镇教育回报率总体高达15%。
Brauw and Rozelle, 2004	2000年中国6省调查。	Heckman选择模型	小时工资	正式培训、省份;父母教育等。	教育回报率为6.4%,年轻人、迁移者以及小学以上教育水平的人具有较高回报率。
Mauer-Fazio, M and Dinh, N, 2004	2000年城镇劳动力市场整合调查	OLS估计	小时工资	党员、婚姻、居住地、企业所有制、健康状况、薪水支付方法等。	教育回报率随市场化和竞争程度的加深而得到提高;在城市劳动力市场中,教育的差异是解释不同群体收入差异的重要因素。
Li, 2003	1995年CHIP调查	OLS估计	小时工资	所有制、行业、省份、党员、少数民族、文化大革命中下乡等虚拟变量。	教育回报率为5.4%;总的教育回报率的低水平主要是由于初等教育的低回报率所造成。
Zhang and Zhao, 2002	1988年至1999年CHNS调查。	OLS估计	月收入	地区虚拟变量、所有制、职业和行业。	教育回报率1988年为4.7%, 1999年为11.5%,回报率升高主要由高等教育回报率增加所造成。
Wu and Xie, 2002	1996年当代中国个人历史与社会变迁调查。	OLS估计, Heckman选择模型。	月收入	是否党员、所有制、职业、个人婚姻状况、居住地区等。	转型经济中市场部门教育回报率较高并不能被解释为是市场化的结果。

注:其他重要控制变量是指除了一般必须考虑的工作经验、性别和年龄等个人特征之外的其他变量,如地区、职业和行业变量等。

回报率的变化特点及其对收入差距的影响。需要指出的是,本文使用的抽样调查数据仅来自浙江、上海和福建三个省市,具体的估计结果并不能代表全国,但可以代表数据来源省。与以往的同类研究相比,本文的贡献主要包括这样两个方面。一是使用了最新的能够代表城乡劳动力市场的数据,弥补了以往研究中因数据限制而只能把城乡教育回报率分开估计的不足。二是本研究不仅具体地估计教育回报率及其随教育水平的变化,而且还研究教育回报率随收入水平的变化与特征。在已有的文献中,有关个人教育回报率如何随收入水平变化的研究在中国还很少见到。

三、理论、方法与数据说明

研究市场经济中人力资本与收入差距之间关系可以从分析工资方程开始。美国经济学家明瑟(Mincer)于1972年提出并首先使用的工资方程假定,劳动者的工资性收入完全由劳动者人力资本和其它个体特征所决定,这样个人收入 Y_i 就写成一系列人力资本变量 H 的函数,即 $Y_i = f(H)$ 。

为了了解收入差距与人力资本之间的关系,可以同时对方程两端取方差。这样,收入不平等与人力资本不平等之间的关系就可以表示为:

$$\text{Var}(Y_i) = M^2 \text{Var}(H_i) \quad (1)$$

在(1)式中, M 为人力资本的市场回报。在一个完善的劳动力市场上, M 一般为常数。

当市场不完善时,人力资本回报就可能不是一个常数,它可能还会随地区、行业、职业等不同而变化。在这种情况下,工资方程可以被进一步写成如下较为复杂的形式:

$$Y_i = \Phi[Mf(H_i)] \quad (2)$$

其中 Y_i 为个体的收入水平, H_i 为人力资本变量, M_r 为人力资本回报变量。如果假定人力资本水平和人力资本回报之间是相互独立的,且 $E(H_i) = \mu_H$ 和 $E(M_r) = \mu_M$,则收入不平等和人力资本之间的关系就可以通过对方程式(2)两边同时取方差而进一步表示为如下关系式:

$$\text{Var}(Y_i) = \mu_M^2 \text{Var}(H_i) + \mu_H^2 \text{Var}(M_r) + \text{Var}(H_i) \cdot \text{Var}(M_r) \quad (3)$$

在公式(3)中, μ_M 为人力资本回报的期望值, μ_H 为人力资本水平的期望值。从该公式可以看出,收入差距不仅依赖于人力资本水平的差异 $\text{Var}(H_i)$ 和人力资本回报的差异 $\text{Var}(M_r)$,而且还依赖于人力资本的均值 μ_H 及人力资本回报的均值 μ_M 。

根据(3)不难看出,如果人力资本回报为零,即 $M = 0$,或者说人力资本无法得到市场回报,则 $\text{Var}(Y_i) = 0$,在这种情况下,收入差距和人力资本之间就没有关系。如果人力资本回报不为零,即 $M \neq 0$,且 M 不是一个常数的情况下,则收入差距不仅和人力资本及其差异有关,而且还和人力资本回报大小及其差异有关。

因此,在给定人力资本水平及其差异的情况下,收入差距就由人力资本回报及其差异所决定,人力资本市场回报率越高,收入差异就将越大;同时,如果人力资本回报不是一个常数,则人力资本回报的差异程度越大,收入差距也会越大。由此可见,了解人力资本回报及其变化状况对于理解收入差距问题的本质具有重要意义。

在实证研究中,明瑟工资方程是用来估计人力资本回报的基本方法,其一般形式为:

$$\text{Ln}Y = X'\beta + \mu \quad (4)$$

在(4)中, $\text{Ln}Y$ 为收入的对数, X 为一系列代表人力资本的变量; β 为待估计的参数,一般可以被解释为人力资本的回报; μ 为误差项,且 $E(\mu) = 0$,也就是说 μ 需要满足期望值为零的假设。

本研究使用的数据来自于中国社会科学院人口与劳动经济研究所与台湾省“中央研究院”合作于2004年7月在上海、浙江和福建三省市进行的“家庭动态与财富代际流动抽样调查”,调查对象

为年龄在 25—68 岁的个人。调查采用分层多阶段 PPS 抽样^①方法,即按城市化水平进行分层抽样后再分阶段抽取调查样本,共得到有效样本 4684 个,其中上海为 903 个、浙江 1856 个、福建 1925 个。表 2 描述了本研究使用的数据及其两个重要变量的基本状况。

表 2 调查样本主要变量描述

地区	平均受教育年数(年)			劳动报酬(元/月)		
	样本数(个)	平均值	标准差	样本数(个)	平均值	标准差
上海	902	9.68	3.36	542	1567	1815
浙江	1853	6.64	3.62	1389	1222	2323
福建	1924	6.32	4.07	1443	892	1329
合计	4679	7.09	4.02	3374	1136	1887

四、有关教育回报率及其随教育水平变化的估计

在使用明瑟工资方程估计人力资本收益时,方程右边的变量主要包括两类:一类为人力资本变量;另一类是和人力资本变量有关同时也和收入有关的变量,这类变量一般也被称为控制变量。在有关教育回报率的估计中,人力资本变量当然就是教育,而其他必须控制的变量包括能力、工作经验、性别和年龄等。能力变量由于无法被观测到而常常被忽略到,这样在估计教育的收益率时就不可避免遭受“省略变量”偏误的影响。不过,由于在一些情况下会出现误差相互抵消的现象,OLS 估计也有可能得到一致性的估计结果(Card, 1999)。同时,在一般的研究中,经验变量常常通过年龄减去上学年限的方法而得到,在这种情况下,年龄变量就没有必要作为控制变量进入方程。而如果工作经验变量是直接测量得到的实际工作经验,则年龄就应该作为控制变量进入方程之中。

运用来自上海、浙江和福建的最新调查数据,作者使用前面介绍的明瑟方程对教育回报率进行估计,所估计的具体方程形式如下:

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_1 Edu + \alpha_2 Exper + \alpha_3 Exper^2 + \sum \lambda X + \mu \quad (5)$$

(5) 式中, $\ln Y$ 为月平均工资性收入的对数, Edu 为平均受教育年限, $Exper$ 为工作经验, $Exper^2$ 为工作经验平方项, X 为其他控制变量,如年龄、性别、地区、职业和行业变量等, μ 为误差项。

具体来说,作为因变量的收入变量为月平均工资性收入(包括奖金),工作经验为直接得到的从事当前工作的时间。其他有关个人的控制变量包括年龄和性别,作者这里所以考虑放入年龄变量,主要原因就在于方程中所使用的经验变量为调查中直接得到的从事当前工作的时间,而不是使用其他同类研究中惯常采用的年龄减去上学时间的方法得到的经验。这样,加入年龄变量就可以控制个人因出生年代不同所导致的教育程度差异对收入的影响。

中国目前劳动力市场正处于不断发育和完善的过程之中,劳动力市场的多重分割是一个基本事实。而劳动力市场分割意味着人力资本回报率在被分割的市场中存在着差异,在这种情况下,不考虑市场分割因素影响,就不能得到有关人力资本回报率的“一致性”估计结果。鉴于本研究使用的数据来自三个省市,劳动力市场的地区分割是本研究首先要考虑的问题。同时,由于我国在行业和职业的进入上存在着诸多限制和“门槛”,劳动力市场的职业和行业分割也非常严重,消除行业和职业分割的影响对于得到教育回报率的一致性估计也非常重要。从技术上来看,消除劳动力市场分割影响的简单办法就是在回归中加入代表市场分割的虚拟变量。例如,如果在回归中加入地区虚拟变量,一切因地区不同所带来的影响就会被控制或者说被消除,劳动力市场的地区分割实际上也是

① 所谓 PPS(Probability Proportional to Size) 抽样,就是一种与规模大小成比例的概率抽样方法。

地区差异的一部分,其影响当然也就会被随之消除。同样道理,在回归中加入代表不同行业和职业的虚拟变量也能够起到消除市场行业和职业分割影响的作用。作者对教育回报率的估计考虑了存在市场分割和不存在市场分割两种情况。

要了解教育回报率是否随教育程度不同而变化,最基本的方法就是按教育程度分组进行回归,不过这样做一方面会因观测值个数减少导致自由度降低,同时也会导致分组后组内变量变异度减少,这两点都会在一定程度上影响到回归的效率,在有些情况下也许导致估计结果不显著。但如果分组后回归结果仍然在统计上是显著的,则分组的办法就是一种比较好的办法。当然,通过在回归方程中加入平方项的办法也可以用来观察教育回报是否随教育程度变化,但这样做的缺点非常明显:一是这种方法人为地规定了回归方程的形式,对回归来说增加了更多的人为假定影响;二是这种方法的结果除了说明教育回报率变化的非线性关系外,不同教育程度的教育回报率无法从解读回归系数直接得到,而是必须通过进一步计算得到。鉴于回归系数本身的随机性,间接计算得到的结果往往会导致更大的不确定性。这实际上也是为什么在研究变量间非线性时,现代分析技术越来越不倾向于使用在回归中加入平方项的办法,而是更多地选择非参数估计的办法^①。

鉴于以上原因,本文主要通过分组的办法来研究教育回报率随教育程度的变化状况,这里共估计了10组方程,方程1—5为不考虑市场分割情况下的估计结果,方程6—10考虑到市场分割情况下的估计结果。由于收入变量为对数形式,这样,教育年限变量的回归系数就可以被直接解释为教育的回报率,把这一系数乘以100就相当于受教育年限每增加1年所带来的收入增加的百分比。

综合表3的估计结果可以看出,在不考虑市场分割影响的情况下,总体教育回报率高达10.14%,其中,初中阶段的教育回报率最高达到9.7%,高中阶段次之为8.03%,大专及以上学历阶段为5.26%,小学阶段最低,仅为4.12%。但当考虑了市场分割因素后,教育回报率出现了很大的变化。总体教育回报率减少到只有4.34%,分教育程度来看,高中、初中和小学教育回报率都很低且在统计上都不太显著,高中最高也只有2.5%,但是,大专及以上学历教育程度的回报率不仅没有降低反而提高到6.42%,且在统计上非常显著。考虑到市场分割的估计结果说明,市场分割因素对教育回报率的估计影响非常大,且这种影响对低教育程度者的影响要大大高于高教育程度者。这意味着受过较低教育程度的劳动者的教育回报更多地是通过选择就业途径(如选择地区、行业和职业)而实现的。

按表3分组方法所估计的教育回报率实际上只是最高教育程度为该分组教育程度人的教育回报率,而不是真正意义上该教育阶段的回报率,因为这样的分组办法意味着受过同样教育但最终教育程度较高的人并没有被包括近来。例如,就初中组来说,这里只包括了最高教育程度为初中的人,高中及其以上教育程度组显然都曾经受到过初中教育,但这部分并没有被包括在初中组。为了克服这种分组方法的不足,作者考虑了另一种分组办法,即把样本分成小学以上教育程度组、初中以上、高中以上和大专以上教育程度组,这种分组固然克服了前面的不足但也有缺点,即无法把本组内较低教育程度的影响区分出来,例如在初中教育程度组,所有的人都受过小学教育,这种分组办法就无法把小学教育和初中教育的影响区别开来。为了进一步克服这一缺点,作者使用了在回归中添加交叉项的办法。事实上,能够保持和按教育程度分组估计相同含义且可以把同组内不同教育程度影响分解开来的办法就是使用交叉项的方法,即通过设置代表某一类教育程度的虚拟变量,然后把这一虚拟变量与教育年限变量的乘积放入方程中,这样,所估计的方程就变成了如(6)所示。

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 Edu + \beta_3 D_i * Edu + \beta_4 Exper + \beta_5 Exper^2 + \sum \beta_j Z_j + \varepsilon \quad (6)$$

① 非参数估计能够很好地描述变量间的函数形式,但无法得到具体的估计参数是其最大的缺陷。

表3 明瑟工资方程估计结果(OLS估计): 因变量为月工资收入的对数

模型序号	不考虑市场分割的情况					考虑市场分割的情况				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
自变量	合计	小学	初中	高中	大专及以上	合计	小学	初中	高中	大专及以上
受教育年限	0.1014 (26.49)	0.0412 (3.76)	0.0970 (7.25)	0.0803 (2.93)	0.0526 (2.88)	0.0434 (9.2)	0.0212 (2.03)	0.0124 (0.95)	0.0255 (0.95)	0.0642 (3.35)
经验	-0.0021 (-0.53)	-0.0185 (-3.29)	0.1454 (1.95)	0.0241 (1.71)	0.0129 (0.91)	0.0198 (5.25)	0.0155 (2.62)	0.0276 (3.95)	0.0212 (1.91)	0.0233 (1.45)
经验平方	-0.0004 (-4.58)	-0.0001 (-0.87)	-0.0011 (-5.07)	-0.0009 (-2.37)	-0.0001 (-0.31)	-0.0005 (-5.21)	-0.0004 (-3.20)	-0.0008 (-4.1)	-0.0004 (-1.6)	-0.0002 (-0.58)
性别 (男=1)	0.3823 (12.64)	0.5944 (12.69)	0.3139 (6.05)	0.3427 (4.27)	0.0555 (0.60)	0.4412 (16.05)	0.5787 (13.11)	0.3941 (8.59)	0.4376 (5.96)	0.1147 (1.24)
年龄	-0.0002 (-0.12)	-0.0057 (1.81)	0.0093 (3.21)	-0.0144 (-1.82)	-0.0111 (-1.8)	-0.0121 (-6.14)	-0.0119 (-3.98)	-0.0069 (-2.34)	-0.0207 (-2.79)	-0.0142 (-2.09)
常数项	略	略	略	略	略	略	略	略	略	略
控制地区	否	否	否	否	否	是	是	是	是	是
控制行业	否	否	否	否	否	是	是	是	是	是
控制职业	否	否	否	否	否	是	是	是	是	是
R ²	0.35	0.28	0.13	0.09	0.05	0.51	0.42	0.37	0.37	0.19
观察值	N= 3249	N= 1350	N= 1201	N= 414	N= 237	N= 3231	N= 1342	N= 1194	N= 412	N= 236

注: (1) 括号中数字为T值。(2) 初中包括中专和技校; 高中包括普通高中和职业高中。(3) 地区虚变量包括上海、浙江和福建。(4) 行业虚拟变量包括7类, 分别是农林牧渔业, 制造业, 其他工业, 地质勘查、水利管理, 交通运输, 仓储业, 邮电通讯, 信息、咨询服务业, 房地产业, 金融、证券、保险业, 批发和零售贸易, 餐饮、旅游和娱乐业, 社会服务业, 科教文卫事业, 其他行业。(5) 职业虚拟变量共8类, 分别是机关负责人, 专业技术人员, 办事人员, 商业人员, 服务人员, 农林牧渔生产人员, 生产和运输工人, 军警和其他。

在(6)中, D_i 为某一级教育程度的虚拟变量, Edu 为受教育年限变量, $Exper$ 为工作经验, $D_i \cdot Edu$ 为教育程度虚拟变量与受教育年限变量的交叉乘积, Z_j 为其他控制变量, 包括性别、年龄、地区、职业和行业等, ε 为误差项。

根据前面关于分组方法的讨论, 作者这里共估计了6组方程。其中方程(1) — (3) 为一般分组方法模型, 被称为一般模型; 方程(4) — (6) 为交叉项分组方法模型, 被称为交叉项模型。估计结果被汇总在表4之中。由于按照一般分组方法, 小学及以上教育程度组实际上也就是样本总体, 故没有在表中列出估计结果。

从表4的估计结果可以看出, 在一般模型的估计中, 初中以上教育程度者教育回报率为6.53%, 高中教育程度者教育收益率高达8.91%, 大专教育程度者教育回报率为6.42%。考虑到前面估计的总体(小学以上教育程度者)的教育回报率为4.34%(参见表3方程(6)的结果), 较高教育阶段的回报率都高于平均(总体)回报率, 其中, 高中以上教育程度者的回报率最高, 是平均回报率(小学以上教育程度者)的2倍多, 初中以上教育程度者的回报率是平均回报率的1.5倍, 大学以上教育程度者回报率是平均水平的1.48倍。

然而, 正如前面所指出的那样, 一般模型的分组并不能把同组内较低教育程度的影响剔除, 而交叉项分组办法则可以弥补这方面的不足。不过, 解读交叉项模型的回归系数有点麻烦。

在交叉项模型中, 当 $D_i = 1$ 时, 教育回报率为: $\frac{\partial \ln y}{\partial Edu} \Big|_{D_i=1} = \beta_2 + \beta_3$ 。具体来看, 当 $D_i = 0$ 教育

回报率为: $\frac{\partial \ln Y}{\partial Edu} \Big|_{D_i=0} = \beta_2$; 同时, $\frac{\partial \ln Y}{\partial Edu} \Big|_{D_i=1} - \frac{\partial \ln Y}{\partial Edu} \Big|_{D_i=0} = \beta_3$, 这样, β_3 就是 $D_i=1$ 教育程度组与 $D_i=0$ 教育程度组的回报率之差。事实上, 一般分组模型和交叉项模型实际上在数学上是等价的, 只不过, 在一般分组模型中的直接得到的教育回报率 β_2 等于交叉项模型中两个系数之和 $\beta_2 + \beta_3$ 。

表 4 不同受教育程度的教育回报率(OLS 估计): 因变量为月工资收入的对数

模型序号	一般模型			交叉项模型		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	初中以上	高中以上	大专以上	初中以上= 1	高中以上= 1	大专以上= 1
自变量	系数	系数	系数	系数	系数	系数
教育(β_2)	0.0653 (8.08)	0.0891 (6.83)	0.0642 (3.35)	0.0254 (2.60)	0.0275 (5.12)	0.0314 (6.35)
教育虚变量	—	—	—	- 0.3521 (- 4.32)	- 0.5195 (- 3.75)	0.2930 (1.02)
交叉项(β_3)	—	—	—	0.0448 (3.68)	0.0590 (5.02)	0.0103 (0.54)
经验	0.0281 (5.01)	0.0261 (2.88)	0.0233 (1.45)	0.0205 (5.44)	0.0208 (5.48)	0.0205 (5.43)
经验平方	- 0.0007 (- 4.65)	- 0.0005 (- 2.11)	- 0.0002 (- 0.58)	- 0.0005 (- 5.52)	- 0.0005 (- 5.53)	- 0.0004 (- 5.48)
性别	0.3819 (10.76)	0.3258 (5.65)	0.1147 (1.24)	0.4614 (16.65)	0.4586 (16.70)	0.4513 (16.61)
年龄	- 0.0108 (- 4.03)	- 0.0173 (- 3.49)	- 0.0142 (- 2.09)	- 0.0122 (- 6.15)	- 0.0122 (- 6.22)	- 0.0118 (- 6.05)
地区	略	略	略	略	略	略
行业	略	略	略	略	略	略
职业	略	略	略	略	略	略
常数项	略	略	略	略	略	略
R^2	0.41	0.39	0.19	0.51	0.51	0.51
观察数量	N= 1842	N= 648	N= 236	N= 3231	N= 3231	N= 3231

注: 括号中数字为 T- 值。

由此可见, 交叉项模型所估计的教育回报率分别为: 初中以上教育程度组为 $0.0254 + 0.0448 = 0.0702$, 高中以上教育程度组为 $0.0275 + 0.0590 = 0.0865$, 大专以上教育程度组为 $0.0314 + 0.0103 = 0.0417$ 。除了能得到和一般模型相似的结果以外, 交叉模型估计结果还能分辨出不同教育程度回报率的差异。在交叉项模型方程(4)中, 小学教育和初中以上教育回报率的差异就可以分辨出来, 根据这一模型, 小学教育回报率只有 2.54% (β_2), 与小学相比, 每增加一年初中及以上教育, 教育回报率要增加 4.48% (β_2)。根据交叉项模型的方程(5)的结果, 初中及以下的教育回报率只有 2.75% (β_2), 与初中及以下教育程度相比, 每增加一年高中及以上教育程度, 教育回报率要增加 5.9% (β_2)。交叉项模型方程(6)的结果表明, 高中以下的教育回报率为 3.14% (β_2), 而每增加一年大专及以上学历教育教育回报率变化 (β_3) 变得不显著了, 这说明接受大专以上教育与接受高中以上教育相比并不能带来更高的收益。

综合前面的估计, 可以看到, 本文所估计的中国目前的教育回报率并不高, 平均来看, 每增加一年教育程度, 个人收入大约只增加 4.34% , 但是, 不同教育阶段教育回报率的差异很大, 高中及以上教育程度的回报率最高, 达到 8.9% , 是平均教育回报率的 2 倍, 与初中及以下教育程度相比, 每

增加一年高中以上教育, 个人收入要多增加 5.9%。本文的上述研究结果和有关中国教育回报率的已有研究结果所得出的结论基本上是一致的。例如, 陈晓宇、闽维方(1998)将教育程度分别处理为文盲、小学、初中、高中、中专、大专、本科等不同的虚拟变量后, 进行回归分析后发现, 各级教育的个人收益率分别为: 初中 3.59%、高中 4.19%、中专 6.76%、大专 4.67%、本科 6.58%。李实、李文彬(1994)、Wei 等(1999)、Xie 等(1996)也发现, 中国的教育收益率从高到低依次为高等教育、中等教育和初等教育。

国际上教育回报率变化的一般趋势是, 初等教育回报率最高, 高等教育次之, 中等教育最低。本文的实证结果表明中国教育回报率的变化不同于国际上的一般趋势, 更多地表现为教育程度越高、教育的边际回报也越高的趋势, 在这种情况下, 大力投资于人力资本固然是促进经济增长和个人收入水平增加的最有效手段之一, 但从收入分配的角度来看, 只要劳动者人力资本积累水平存在着差异, 则教育回报率的上述变化趋势就会起到加剧收入差距的作用, 在这种情况下, 市场机制似乎是个人收入差距不断扩大的重要驱动力。^①

五、有关教育回报率随收入水平变化的估计

一般来说, 教育程度低的人收入水平较低, 而教育程度高的人收入水平也较高, 这样, 教育回报率随教育程度增加而升高的趋势似乎同时就意味着高收入者也会得到较高的教育回报率。为了进

表 5 教育回报率随收入分布的变化: 明瑟方程的百分数位回归结果

因变量= 月收入	自变量				
收入分布	教育年限	经验	经验平方	性别(男= 1)	年龄
5%	0.027 (3.12)	0.0375 (4.0)	- 0.009 (- 2.86)	0.4450 (7.99)	- 0.0152 (- 4.22)
10%	0.0342 (5.21)	0.0192 (3.91)	- 0.0004 (- 3.13)	0.4208 (14.04)	- 0.0142 (- 8.32)
20%	0.0420 (5.75)	0.0198 (5.46)	- 0.0005 (- 6.80)	0.4154 (16.96)	- 0.0125 (- 7.07)
30%	0.0403 (8.43)	0.0245 (7.50)	- 0.0006 (- 8.16)	0.4008 (18.31)	- 0.0118 (- 6.07)
40%	0.0454 (8.65)	0.0236 (6.93)	- 0.005 (- 7.39)	0.3865 (13.63)	- 0.0112 (- 5.47)
50%	0.0411 (8.05)	0.0239 (6.94)	- 0.0006 (- 6.72)	0.3972 (15.01)	- 0.0101 (- 5.43)
60%	0.0440 (9.63)	0.0217 (7.15)	- 0.0005 (- 5.46)	0.3968 (13.97)	- 0.0094 (- 5.40)
70%	0.0451 (7.02)	0.0203 (6.02)	- 0.0004 (- 4.31)	0.4171 (14.23)	- 0.0104 (- 5.60)
80%	0.0453 (7.15)	0.0144 (3.78)	- 0.0004 (- 3.38)	0.4396 (12.91)	- 0.0084 (- 5.2)
90%	0.0535 (6.03)	0.110 (2.15)	- 0.0003 (- 2.76)	0.4668 (6.9)	- 0.006 (- 1.87)
95%	0.0653 (5.64)	0.0062 (0.58)	- 0.0003 (- 1.24)	0.5388 (4.85)	- 0.006 (- 1.5)

注: (1) 其他没有包括在表中的变量还包括地区、职业和行业虚拟变量。(2) 括号中为 T- 值。

^① 即使在较低教育程度具有较高回报率的情况下, 个人收入差距也并不一定会因此而缩小。因为教育回报率是一种边际回报率, 鉴于较高教育程度者往往比较低教育程度者具有较高的平均收入, 前者的平均教育收益率仍然会高于后者。

一步验证教育回报率变化的这种不利于穷人的收入分配效应,这里有必要具体地看一看教育回报率是如何随收入水平变化而变化的。

理论上来看,研究教育回报率随收入水平的变化也可以使用常规的 OLS 估计技术,即可以通过把样本分成不同收入水平组而分别估计其教育回报率。然而,这样做非常繁琐,同时,样本规模对分组的限制往往使得收入与教育回报率变化之间的关系很难被观察到,因此,在实际中是很难使用常规 OLS 估计技术来研究收入与教育回报率变化之间的关系。

近年来发展起来的分位数回归(Quantile Regression)技术为研究教育收益率随收入分布的变化情况提供了有力的工具。与常规最小二乘法(OLS)不同,分位数回归能够很方便地估计因变量和自变量之间在整体条件分布范围内的变化关系。虽然这一估计方法无法直接得到估计值的标准差,但 Bootstrap 技术可以很好地使这一问题得到解决。

运用分位数回归技术,作者估计了前面的明瑟工资方程,结果总结在表 5 中。从得到的估计结果可以看出,教育收益率确实随着收入分布状况而变化,表现为收入越高的人教育回报率越高,而收入越低的人教育回报率也越低。

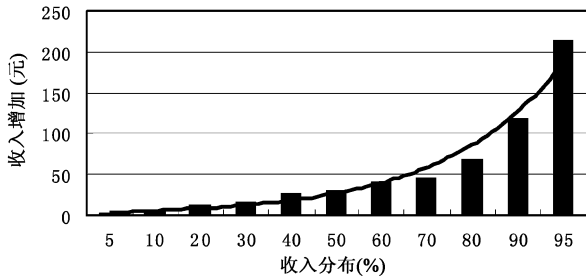


图 1 每增加 1 年教育对于不同收入水平者的收入效应

为了更清楚地观察收入水平与教育回报率之间的关系,作者进一步计算了不同收入水平的平均收入和平均受教育年限,并把这些结果与表 5 中得到的教育回报率结果一起汇集到表 6 之中。

表 6 的结果告诉我们,教育回报率确实随收入水平的增高而增高,最低收入 5% 的人教育回报率只有 2.7%,而最高收入 95% 的人的教育回报率最高达到 6.53%;同时,收入水平高的人也倾向于受到更多的教育,最低收入 10% 的人平均受教育年限只有 4.09 年,而最高收入 90% 人的受教育年限则高达 10.83,后者是前者的 2 倍多。可见,中国教育回报率随教育和收入水平的变化规律起到了一种加剧收入差距的作用。

为了更清楚地观察上述效应,作者根据表 6 的结果进一步计算了每增加一年教育对于不同收入水平的人来说意味着什么。对于最低收入 5% 的人来说,每增加一年教育只能使其月平均收入增加 2.43 元,而对于最高收入 95% 的人来说,每增加一年教育能使其月平均收入增加 214.67 元,后者是前者的 88 倍。图 1 具体地描绘了每增加一年受教育年限会导致不同收入水平者月平均收入会增加多少元。从该图可以清楚地看出,随着收入水平的提高,每增加一年受教育年限所带来的收入效益呈现指数式增长,呈现出明显的让“富有者更富有、贫穷者更贫穷”的“马太效应”^①。

表 6 收入、教育年限与教育回报率变化

收入分布 (%)	月平均收入(元)	平均受教育年(年)	教育回报率(%)
5	90.00	5.82	2.70
10	150.00	4.09	3.42
20	300.00	4.45	4.20
30	417.00	5.16	4.03
40	583.30	6.13	4.54
50	736.70	6.75	4.11
60	900.00	7.52	4.40
70	1015.80	7.56	4.51
80	1500.00	8.88	4.53
90	2200.00	10.44	5.35
95	3287.50	10.83	6.53

① 马太效应是指《新约·马太福音》中所讲述的一个让贫穷者更贫穷和富有者更富有的故事。

六、“马太效应”及其政策含义

综合本文的研究发现,主要结论可以被归纳为这样几点。第一,在不考虑市场分割因素影响的情况下,使用 OLS 技术估计的中国个人教育回报率已经超过 10%,但在考虑了市场分割影响后所估计的教育总体回报率并不高,只有 4.34%。这说明在中国的劳动力市场中,教育对收入的影响在相当大程度上是通过影响就业途径如选择就业地区和选择职业和行业等来实现的,中国目前的劳动力市场存在着多重分割。第二,与世界上教育回报率变化的一般趋势不同,中国的教育回报率呈现出随教育程度升高而增加的现象,受过高中及以上教育者的教育回报率平均来说要比初中及以下教育程度者高 5.9%。第三,教育回报率不仅随教育程度变化而变化,而且还随收入水平而变化,最低收入 5% 的人教育回报率只有 2.7%,而最高收入 95% 的人的教育回报率最高达到 6.53%,收入、教育程度以及教育回报率之间展现出一种让“贫穷者更贫穷、富有者更富有”的“马太效应”。

对于中国的发展来说,本文的研究发现具有这样几个明确的政策含义。第一,教育回报率随教育程度增加而增加意味着教育在中国具有边际效益递增的特点,投资于教育因而会带来巨大的经济收益,提高教育水平不仅有助于个人收入的提高,而且从长远来看也最终会有助于缩小收入差距。第二,在中国目前劳动年龄人口平均受教育程度低于初中(大约为 8.5 年)的情况下,高中以上教育程度的教育回报率最高意味着收入差距扩大有着来自市场力量的驱动,这表明中国目前似乎正处在库兹涅兹曲线中收入差距不断上升的发展阶段。第三,在收入差距不断扩大的发展阶段,要想有效地遏制收入差距不断扩大的趋势,就必须快速提高劳动者尤其是低教育水平和低收入水平的劳动者的受教育水平,如果无法使这部分人的教育水平尽快提高到一定程度如高中阶段,收入差距就不可能呈现出缩小的趋势。

因此,在中国当前的发展阶段,造成收入差距扩大的原因除了非市场性的因素外,也有着市场本身的原因,从这个意义上说,收入差距扩大是一种市场失败的产物。克服这种市场失败的根本办法就是要发挥政府的作用,通过减少人力资本的不平衡来减弱收入差距扩大的驱动力,这就要求政府一方面要积极实施向人投资的战略,同时在实施这一战略的过程中还必须更多地向穷人和弱势群体倾斜。

具体来说,着眼于缩小收入差距的政策可以考虑这样两个建议:一是考虑把国家义务教育提高到高中阶段,本文的实证结果意味着,只有当劳动者的平均受教育水平达到高中阶段以上时,收入差距才有可能收敛;二是在实施向人投资战略的过程中必须要扩大向贫困地区和低收入群体财政转移支付,确保其完成义务阶段的教育,因为只有低收入水平群体人力资本改善速度超过总体人口平均速度的情况下,收入差距在目前的发展阶段也才有可能呈现缩小趋势。

参考文献

- 陈晓宇、闵维方,1998:《我国高等教育个人收益率研究》,《高等教育研究》第 6 期。
- 侯风云,2004:《中国农村人力资本收益率研究》,《经济研究》第 12 期。
- 李雪松、赫克曼,2004:《选择偏差、比较优势与教育的异质性回报:基于中国微观数据的实证研究》,《经济研究》第 4 期。
- 李实、李文彬,1994:《中国教育投资的个人收益率研究》,赵人伟等主编《中国居民收入分配研究》,中国社会科学出版社。
- 李实、丁赛,2003:《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》,《中国社会科学》第 6 期。
- 齐良书,2005:《国有部门劳动工资制度改革对教育收益率的影响——对 1988—1999 年中国城市教育收益率的实证研究》,《教育与经济》第 4 期。
- 孙志军,2004:《中国教育个人收益率研究:一个文献综述及其政策含义》,《中国人口科学》第 5 期。
- 姚先国、张海峰,2004:《中国教育回报率估计及其城乡差异分析——以浙江、广东、湖南、安徽等省的调查数据为基础》,《财经论丛》第 6 期。
- 中宣部理论局,2005:《2005 理论热点面对面》,学习出版社,第 72 页。

- Brauw, Alan de and Rozell, Scott, 2004, “Reconciling the Returns to Education in Rural China”, request by e-mail: alan.d.debrauw@williams.edu.
- Card, David, 1999, The Causal Effect of Education on Earnings. In: Ashenfelter Orley, David (Eds), Handbook of Labor Economics, Vol. 3A. Elsevier Science, New York, pp. 1801—1863.
- Fleisher, Belton M., and Wang, Xiaojun, 2005, “Returns to Schooling in China under Planning and Reform”, *Journal of Comparative Economics*, Volume33, pp265—277.
- Li, Haizheng, 2003, “Economic Transition and Returns to Education in China”, *Economics of Education Review*, Volume22, pp 317—328.
- Li, Haizheng and Luo, Li, 2004, “Reporting Errors, Ability Heterogeneity, and Returns to Schooling in China”, *Pacific Economic Review*, pp. 191—207
- Li, Hongbin; Liu, Pak Wai; Ma, Ning; Zhang, Junsen, 2005, “Does Education Pay in Urban China? Estimating Returns to Education Using Twins”, request by E-mail: jszhang@cuhk.edu.hk.
- Maurer-Fazio, M. and Dinh, N., 2004, “Differential Rewards to and Contributions of, Education in Urban China’s Segmented Labor Markets”, *Pacific Economic Review*, Vol. 9, 173—89.
- Psacharopoulos, George, 1994, “Returns to Investment in Education: A Global Update”, *World Development* 22: pp. 1325—1343.
- Trostel, Philip, Walker, Ian, Woodlley, Paul, 2002, “Estimates of the Economic Return to Schooling for 28 Countries”, *Labor Economics*, 9: 1—16.
- Weiss, Andrew, 1996, “Human Capital Vs. Signalling Explanation of Wages”, *Journal of Economic Perspectives*, pp. 133—54.
- Wu, Xiaogang and Xie, Yu, 2002, “Does the Market Pay Off? Earnings Inequality and Returns to Education in Urban China”, PSC Research Report, Report No. 02—500, request from <http://www.psc.isr.umich.edu/pubs/> or by email: xgwu@umich.edu.
- Yang, Dennis Tao, 2005, “Determinants of Schooling Returns During Transition: Evidence from Chinese Cities”, *Journal of Comparative Economics*, Volume33, pp 244—264.
- Zhang, Junsen and Zhao, Yaohui, 2002, “Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988—1999”, Chinese University of Hong Kong, Hong, Request from e-mail at jszhang@cuhk.edu.hk.

Human Capital Return and Income Disparity: ‘Mathew Effect’ and Its Implication

Zhang Juwei

(Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: After analyzing how human capital return related to income disparity, the paper estimated educational return and how it varies by educational attainment and income distribution. It is found that the average educational return is about 4.34%, but it varies with educational attainments and income distribution. The educational return is about 8.9% for the senior high school and above, which is 2 times more than the average educational return. Meanwhile, educational return seems to increase with income level, the people with the 95% highest income seems to be able to get two times more than those with the 5% lowest income from increase of one year schooling. As a result, the ‘Mathew effect’ seems existing among income, education and educational return, which suggests that income disparity is perhaps not reduced unless the low income people would be able to improve their educational attainments faster than the average.

Key Words: Educational Return; Income Difference; Mathew Effect

JEL Classification: J310, E250, I200

(责任编辑:王 诚)(校对:晓 鸥)