



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 5 卷第 1 期
(总第 14 期)
2007 年 3 月

主编: 闵维方; 副主编: 丁小浩 闫凤桥;

编辑: 岳昌君 朱莹莹

个人教育投资风险的计量分析*

王明进 岳昌君*

(北京大学光华管理学院 北京大学教育学院 北京 100871)

摘 要 本文基于国家统计局“城调队”1991年、1995年、2000年和2004年中国城镇住户调查数据,采用计量回归方法,对我国城镇居民个人教育投资风险进行了实证研究。研究结果表明:第一,增加受教育的时间其实是减少了一个人获取其教育投资收益的风险。第二,近些年来教育对减少教育投资风险的能力正在逐年增强。第三,女性的教育投资风险高于男性。第四,东部地区的教育投资风险高于其他地区。

关键词 教育投资; 风险; 教育收益率

An Empirical Analysis on the Risk of Individual Investment in Education

Wang Ming-jin, YUE Chang-jun

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

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

Abstract: Based on Chinese Urban Household Survey data collected for the years of 1991, 1995, 2000 and 2004, this study has investigated econometrically the risk of Chinese urban citizens' individual investment in education. The regression results have showed a few findings: First, the more education will reduce the risk of investment in education. Second, the impact of education on reducing the risk of investment in education has enhanced in recently years. Third, the risk investment in education for female is bigger than that for male. Finally, the risk investment in education in coastal region is bigger than that in inner region.

Key Words: Educational Investment; Risk; Rate of Return to Education

*本文是教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“教育机会与收入不平等研究”(05JJD880052)的成果之一。感谢北京大学光华管理学院陈良焜教授对本文提出的宝贵建议。

*作者简介 王明进(1970—),男,北京大学光华管理学院副教授,博士。

岳昌君(1966—),男,北京大学教育学院副教授,博士。

一、引言

教育作为一项人力资本投资其收益是多方面的,不仅体现在受教育者个人文化素质、道德修养、生活技能的提高,也表现为受教育者可以获得更多的收入,从而提升受教育者本人及其亲属的生活质量。前者称为教育的非货币收益,后者则是货币收益。在对个人教育投资收益的研究中,由于很难对非货币收益进行计量,人们通常只考虑受教育者因接受教育而带来的收入变化,因此仅是货币收益。

人力资本理论认为,教育可以提高劳动者的劳动生产率,从而提高劳动者的收入水平。实践中,由于不同国家或同一国家不同时期的经济制度不同,经济发展水平不同,因此教育的收益率存在较大的差距。就我国的实际情况而言,基于明瑟收入函数的实证研究方法(Mincer, 1974),几乎所有的文献都发现我国从改革开放以来到90年代初期的教育收益率都很低。^[1]例如,白瑞安和马纳拉托(1990)使用1986年对800名南京市国有企业职工的调查数据进行研究,发现增加一年的教育个人的收入平均仅仅增加1.4%。^[2]毛瑞法兹欧(1999)基于1988年中国城镇居民收入调查的数据,发现明瑟教育收益率只有2.9%。^[3]

然而,一些研究发现20世纪90年代以来我国的教育收益率有上升的趋势。张俊生和赵耀辉(2002)使用包括6个省市1988-1999年的城调队数据,研究表明我国的个人教育收益率从4.7%逐年上升至11.7%。^[4]李海政(2003)使用的是1995年11个省市的城镇居民收入调查数据,得出的我国个人教育收益率是5.4%。^[5]陈晓宇等(2003)使用包含30个省市区的1991年、1995年和2000年的城调队数据,利用简单明瑟收入方程进行的回归分析结果显示,我国的个人教育收益率从1991年的6.8%上升到2000年的8.5%。^[6]李实和丁赛(2003)使用中国社会科学院经济研究所收入分配课题组和城镇贫困研究课题组的两次住户抽样调查数据,发现教育收益率在1990-1999年期间是逐年上升的,简单明瑟回归方程的结果显示教育收益率从1990年的2.4%上升至1999年的8.1%。^[7]

一般说来,教育收益率呈现显著上升的趋势,人们对教育的需求就会显著增加。然而,近几年来不同群体对教育需求并没有表现出一致的增加。尽管大多数人对较高层次的教育有着越来越强烈的需求,但是,某些群体开始主动放弃本可获得的教育机会,表现出对教育需求的不足。例如,一些义务教育阶段的儿童在家庭的干预下主动辍学,很多初中毕业生选择不上高中,一些高中毕业生主动放

弃高考,数以万计的高考考生拿到录取通知书却不报到。之所以出现这种看似矛盾的现象,其原因是多方面的。其中有教育成本上升、教学内容脱离实践等原因,另一方面,对未来能否成功找到满意的工作并获得期望收益的担心也是学生弃学的重要原因之一。

事实上,与其他投资形式一样,教育投资也存在某种程度的风险。然而,在教育经济学的文献中,有关教育投资收益的研究很多,对教育投资风险的计量和分析却很少。贝克尔(1985)是最早对教育投资风险进行系统研究的学者之一。在《人力资本》一书中,贝克尔对教育投资风险的含义进行了解释:“人力资本的实际收益围绕着预期收益变动,这是因为某些因素的不确定性。一个年龄与能力既定的人的收益也是不确定的,因为还有许多无法预料的事情。”^[8]此后,其他学者对此问题也进行了广泛的探讨。尽管迄今为止对何谓风险还没有一个统一的认识,但毋庸置疑风险与不确定性有着密不可分的联系。

本研究中的个人教育投资风险指的就是个人教育投资收益的不确定性。按照前面的划分,这种不确定性既可以体现在非货币收益上,也可以体现在货币收益上。类似地,我们也可以分别把它们称为教育投资的非货币风险和货币风险。同样地由于对前者计量的困难,我们这里把个人教育投资的风险局限在后者即受教育者收入变化的不确定性上。举例来说,一个接受了四年大学本科教育的人,他的教育投资的收益是他现在得到的收入与假定他没有接受这四年教育时他应得的预期收入的差值,而他的教育投资的风险则体现在这一差值是不确定的。如果这一差值低于了它的平均水平,显然单纯就增加的收入来说,这个人接受的四年大学教育是不成功的。基于此,我们可以用刻画这一收入差值的变异程度的一些量来度量这个人大学四年教育投资的风险。

显然,没有理由认为不同个体的教育投资风险是相同的。然而在目前大量文献的实证研究中,无论是估计教育投资的绝对收益还是相对收益所采用的模型事实上都假设了教育风险的齐性,即不同人的风险是一样的(具体见后面第二节的分析)。本文的贡献体现在:在明瑟收入方程的基础上,改变随机扰动项同方差的假定,认为不同人的风险是不一样的,采用新的计量回归模型对教育投资风险进行估算。本研究对教育投资风险所采用的计量指标和结果与人们通常对风险的直观理解是一致的。风险的大小意味着预期收益的波动程度。实证研究结果对人

们关于教育需求的判断和决定是否接受某一层次的教育有着重要的参考意义。

二、数据说明

本文采用的数据来自国家统计局1991年、1995年、2000年以及2004年的中国城市住户调查数据。由于每年的原始数据中包含了个别明显的错误以及变量的含义也不尽相同,因此,我们事先对数据进行了如下的一些处理:

(1) 去除了数据中明显的不合理的观测,包括性别、学历、就业、省份等不在正确的编码范围内的情况;

(2) 去除工龄不到1年(即0年)以及年龄不满16岁或超过70岁的观测;

(3) 对于1991年的数据,采用的工资收入水平为“收入总计”减去“财产性收入”(含利息、红利和其它财产租金收入)、“转移性收入”(含赡养收入、离退休金、价格补贴和其它转移收入)和“特别收入”(含赠送收入、亲友搭伙费、记帐补贴、出售财物收入和其它特别收入);

(4) 由于得到的1995年数据中没有包含性别变量,因此对95年数据的分析没有考虑性别因素;另外,我们得到的95年的数据中被调查者的最低收入为1003元,显然是被截取过的数据,因此对分析结果的解读会有一定的影响;

(5) 对于2000年的数据,由于没有更细致的信息,工资收入水平按照被调查者的“收入总计”来计算;

(6) 对于2004年的数据,工资收入水平按照被调查者的“工薪收入”计算;

(7) 去除全部数据中工资收入为零的观测;

(8) 按照被调查者的最高学历对其接受正规教育的年数做了如下处理:研究生学历记为18.5年,大学本科学历为15.5年,大学专科为14.5年,中专和高中学历均记为11.5年,初中学历为8.5年,小学学历为5.5年,其它未上学或者只进过扫盲班的为0年。1991年到2000年的原始调查数据中没有考虑研究生学历,因此最高学历是大学本科;而且1991年的数据中没有区分大学本科和大学专科学历,因此都按15.5年计。

(9) 为了考虑东部地区与中西部地区的收入差异,对全部数据,按照被调查者是否属于东部地区进行了划分,即所在省份为北京、天津、河北、辽宁、山东、上海、江苏、浙江、福建、广东、广西、海南等划为东部地区。

因此,最终我们考虑的变量为被调查者的工资收入(y ,单位:人民币元)、接受教育的年数(x_1 ,单位:年)、性别(x_2)、是否属于东部地区(x_3)、工龄(x_4 ,单位:年)等。表1给出了对所用数据的简单统计描述。

表1 对数据的简单描述

	1991年	1995年	2000年	2004年
样本大小 n	25533	25682	24195	34469
收入平均值(元)	2384	6700	9477	14011
收入中位数(元)	2263	5939	8210	11362
收入标准差(元)	1094	3966	6768	11943
明瑟收益率($\hat{\beta}_1$)	0.0294	0.0482	0.0829	0.1186
$\hat{\sigma}^2$	0.1853	0.2126	0.4356	0.7081

注:其中明瑟收益率是按照明瑟方程(1)估计得到的系数 $\hat{\beta}_1$,而 $\hat{\sigma}^2$ 则是其中误差项方差的估计。

三、教育风险的度量及分析结果

下面我们用 y_i 来表示第 i 个个体的工资收入,用 X_{i1} 表示其接受教育的时间,用 X_{i2}, X_{i3}, X_{i4} 等表示该被调查者的性别、区域、工龄等其他特征。那么,在通常的实证分析中,都通过如下的回归模型中来估计教育的平均收益:

$$z_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + \beta_4 X_{i4} + \beta_5 X_{i4}^2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,如果 $z_i = y_i$,那么 β_1 给出了教育的平均绝对收益,即每增加一年的教育人们平均可以增加的收入是多少;如果 $z_i = \ln y_i$,那么 β_1 给出了教育的平均相对收益或者收益率,即每增加一年的教育人们平均可以增加的收入的比例是多少;此时上述模型也称为明瑟收入方程,而 β_1 则被称为教育的明瑟收益率。^[9]

表1的第6行利用前面一节处理后的数据分别给出了1991、1995、2000以及2004年的明瑟收益率的最小二乘估计。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,由1991年的2.94%上升到1995年的4.82%,2000年继续上升为8.29%,2004年达到了11.86%。这一结论与陈晓宇等(2003)、

李实等(2003)、马晓强等(2005)、岳昌君等(2006)的研究结果基本一致。^[10]

具体到第*i*个个体,根据上面的模型(1),我们可以计算出对于他来说多接受一年的教育而获得的收益。如果一个人的其他特征与他完全相同,仅仅是受教育的时间少了一年,那么此时这个人的预期收入应该是:

$$E(z | \mathbf{X}_i) = \beta_0 + \beta_1(X_{i1} - 1) + \beta_2 X_{i2} + L + \beta_4 X_{i4}^2 \quad (2)$$

其中 $\mathbf{X}_i = (X_{i1}, X_{i2}, X_{i3}, X_{i4})^T$ 。因此第*i*个个体仅仅是由于多接受了一年的教育而使他获得的收益是:

$$r_i \equiv z_i - E(z | \mathbf{X}_i) = \beta_1 + \varepsilon_i \quad (3)$$

易见 r_i 是一个随机变量,而且 $E(r_i) = \beta_1$ 。如果 $\varepsilon_i < 0$,那么第*i*个人获得的教育收益要小于平均水平 β_1 ,此时对这个人来说,他对教育的投资就没有获得相应的报酬。这也正是我们所要考察的教育投资风险的表现。因此,我们可以用 r_i 的方差或者其它一些变异性的度量来量化这个人的教育投资风险。不妨设 $\text{Var}(r_i) \equiv \text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma_i^2$ 。

使用常规的明瑟方程(1)来估计教育收益率时,通常都假定 $\text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2$,按照前面的分析,这意味着假定每个人教育投资的风险是相同的,无论他们的特征有什么区别。显然这是一个太主观的假定了。

我们用如下的模型:

$$\begin{aligned} z_i &= \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + L + \beta_p x_{ip} + \varepsilon_i; \\ \varepsilon_i | \mathbf{X}_i, \mathbf{W}_i &\sim N(0, \sigma_i^2); \\ \sigma_i^2 &= \exp(\gamma_0 + \gamma_1 w_{i1} + L + \gamma_q w_{iq}), \end{aligned} \quad (4)$$

其中 $\mathbf{X}_i = (x_{i1}, x_{i2}, L, x_{ip})$ 以及 $\mathbf{W}_i = (w_{i1}, w_{i2}, L, w_{iq})$ 表示第*i*个人的特征,而且 $\mathbf{X}_i$ 和 $\mathbf{W}_i$ 的分量可以相同。如果接受教育的时间用 x_{i1} 来表示,那么 β_1 就是平均的教育投资的收益,特别地,如果 $z_i = \ln y_i$,那么 β_1 就是明瑟收益率。对于模型(4)中的参数可以采用极大似然估计获得。

容易看出,如果在模型(4)中成立 $\gamma_1 = \gamma_2 = L = \gamma_q = 0$,那么它就变成了常

规的模型(1)。因此,我们可以利用似然比统计量来检验假设 $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_q = 0$ 是否成立,从而由此判断不同特征的人教育投资的风险是否相同。

表2给出了利用四年的数据得到的估计结果,其中在模型的均值部分考虑的变量依次是受教育的时间、性别、地区、工龄、工龄的平方;而在方差部分采用的变量则只是前面的四个,即没有引入工龄的平方项,因变量 z 取为收入的对数。下面我们分别分析表2中给出的计算结果。

首先,由模型(4)给出的明瑟收益率的估计值 $\hat{\beta}_1$ 和表1中由常规的明瑟方程得出的收益率是很接近的,而且几乎呈现出同样增加的趋势。这说明了将个体之间教育投资风险的差异性考虑进来后对平均收益率的估计没有太大的影响。另外,从 $\hat{\beta}_2$ 的取值来看,不仅女性平均收入一直比男性要低,而且这种性别的差距还呈现出随时间扩大的趋势。

其次,注意到在表2的最后一行给出的似然比检验的结果都是非常显著的,显示了个体之间教育风险相同的假定是不合理的。性别、学历、地区、工龄等特征的不同会导致人们教育投资的风险不同。具体来看,除了1995年结果有些不显著之外,其余系数都是非常显著的。尤其是,我们注意到受教育时间变量前面的系数 γ_1 的估计值一直是负数,这说明了增加受教育的时间其实是减少了一个人获取其教育投资收益的风险,换句话说,一个大学毕业生他的教育投资收益率的变异性要小于一个高中学历的人的教育投资收益率的变异性。由于在我们的模型中,大学毕业生和高中毕业生的教育投资收益率的预期值都是 β_1 , 因此,高中毕业生的教育收益率更有容易比平均收益率低出一定的差距。从这个意义上讲,接受大学教育其实减少了一个高中学历的人教育投资的风险。我们把 γ_1 称为教育对教育投资风险的边际贡献率。我们注意到,在表2中,随着时间变化 $\hat{\gamma}_1$ 的绝对值是越来越大的,这说明近些年来教育对减少教育投资风险的能力正在逐年增强。

另外, $\hat{\gamma}_2$ 和 $\hat{\gamma}_3$ 的值都是正数,说明了女性的教育投资风险要高于男性,而东部地区的教育投资风险则要高于其他地区。

表2 教育收益率与风险的分析模型估计结果

	1991 年	1995 年	2000 年	2004 年
$\hat{\beta}_0$	6.7140	7.5746	7.5238	7.1820
$\hat{\beta}_1$	0.0271	0.0482	0.0777	0.1271
$\hat{\beta}_2$	-0.1006		-0.1823	-0.2812
$\hat{\beta}_3$	0.1576	0.2937	0.2368	0.4009
$\hat{\beta}_4$	0.0585	0.0287	0.0346	0.0597
$\hat{\beta}_5$	-0.0009	-0.0003	-0.0004	-0.0014
$\hat{\gamma}_0$	-1.3992	-1.5487	-0.3984	-0.1231
$\hat{\gamma}_1$	-0.0213	-0.0006*	-0.0354	-0.0868
$\hat{\gamma}_2$	0.2400		0.2854	0.1714
$\hat{\gamma}_3$	0.2471	0.0001*	0.2508	0.1642
$\hat{\gamma}_4$	-0.0198	-0.0015	-0.0173	0.0261
LR	1091	18	1038	3070

说明：带*者表示在 0.05 水平下不显著。

四、结论及政策含义

本文基于国家统计局“城调队”1991年、1995年、2000年和2004年中国城镇住户调查数据，采用计量回归方法，对我国城镇居民个人教育投资风险进行了实证研究。研究的主要发现概括如下：

第一，增加受教育的时间其实是减少了一个人获取其教育投资收益的风险。换句话说，一个大学毕业生的教育投资收益率的变异性要小于一个高中学历的人的教育投资收益率的变异性。

本文的研究结果与岳昌君和刘燕萍使用基尼系数的统计结果是一致的。^[11]岳昌君和刘燕萍的实证研究结果显示：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。马晓强和丁小浩的文章是国内较早针对教育投资风险进行专门研究的文献之一,他们的研究表明“教育投资风险与收益呈正相关关系,三级教育间教育投资收益率逐级递增,但教育投资风险差距也相应增加”。^[12]本文的研究结果看上去与他们的结论“相反”,但是需要特别指出的是,两篇文章关于教育投资风险的计量方法是完全不同的。他们采用的是分位数回归方法,将第一个分位数与最后一个分位数的教育收益率系数之差的绝对值作为教育投资风险的指标。按照这一指标的计算方法,即使指标值为 0,也不能说明没有风险,因为同一受教育程度群体的收益差异仍然可能非常大。而本文对教育投资风险的度量指标是方差,表示同一受教育程度群体的收益差异大小。

第二,近些年来教育对减少教育投资风险的能力正在逐年增强。

第三,女性的教育投资风险高于男性。

第四,东部地区的教育投资风险高于其他地区。

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。从 1991 年至 2004 年,教育投资收益在增加,同时投资风险却是逐渐降低的,因此,教育的积极意义是显而易见的。

近年来世界各国普遍面临劳动力就业难的问题。在我国,社会对就业问题反响最大的恐怕是大学学生的就业难现象。人们开始意识到教育投资也是有成本、有风险的,即使是高校毕业生也有可能找不到工作或者只能找到收入不多的工作。但是,教育投资风险究竟有多大?与教育层次的关系究竟如何?这些问题十分重要,非常值得我们做深入细致的实证研究。实际上,在大多数国家,教育是可以提高就业率并增加收入的。例如,在大多数经合组织国家,就业率随着教育程度的提高而提高。几乎没有例外,高等教育毕业生的就业率明显地高于高中毕业生的就业率。对于女性而言,高中毕业生与不具备高中毕业资格者之间的就业率差距特别大。低于高中教育程度女性的就业率特别低。^[13]

目前,我国正努力缩小收入差距,构建和谐社会。大量的农村劳动力需要转移到城镇,而城镇低收入群体要提高创收能力,教育在其中的巨大作用是不可忽

视、不可否定的。我们不能看到在局部地区的某些群体在短期内出现的就业问题和收入问题,而盲目夸大教育投资的风险性。作为研究者,应当做更多的社会调查,让事实说话,向受教育者发出真实的信号。

参考文献:

- [1][9] J. Mincer. Schooling, Experience and Earnings [M]. New York: National Bureau of Economic Research, 1974.
- [2] Raymond P. Byron and Evelyn Q. Manaloto. Returns to Education in China[J]. Economic Development and Culture Change, 1990 (38): 783-796.
- [3] M. Maurer-Fazio. Earnings and Education in China's Transition to a Market Economy Survey Evidence from 1989 and 1992 [J]. China Economic review, 1999(1): 17-40.
- [4] Junsen Zhang and Yaohui Zhao. Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988-1999 [Z]. paper presented at the 2002 meetings of the Allied Social Sciences Association. Washington DC, 2002.
- [5] Haizheng Li. Economic Transition and Returns to Education in China [J]. Economics of Education Review, 2002(22): 317-328.
- [6] 陈晓宇, 陈良焜, 夏晨. 20世纪90年代中国城镇教育收益率的变化与启示[J]. 北京大学教育评论, 2003(2): 65-73.
- [7] 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): 58-72.
- [8] (美) 加里·贝克尔. 人力资本-特别是关于教育的理论与经验分析[M]. 梁小民译: 北京大学出版社, 1985.
- [10] 陈晓宇, 陈良焜, 夏晨. 20世纪90年代中国城镇教育收益率的变化与启示 [J]. 北京大学教育评论, 2003(2): 65-73.
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): 58-72.
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.
岳昌君, 刘燕萍. 教育对不同群体收入的影响[J]. 北京大学教育评论, 2006(2): 85-93.
- [11] 岳昌君, 刘燕萍. 教育对不同群体收入的影响[J]. 北京大学教育评论, 2006(2): 85-93.
- [12] 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.
- [13] OECD. Education at a Glance: OECD Indicators[Z], 2004.