

教育对个人收入差异的影响

岳昌君*

摘要 本文在明瑟收入函数的基础上对我国城镇职工的收入影响因素进行了计量回归分析。实证研究的结果表明：近年来我国城镇职工的教育收益率有显著的提高，并且随着受教育程度的提高年均教育收益率呈提高的趋势；教育对个人收入的直接影响是显著的，但是教育并不是影响个人收入的决定性因素，行业差异和地区差异等因素对个人收入也起着非常显著的作用；只有受高等教育者跨行业流动的能力才更明显，并通过流动提高个人的收入；在目前的学费水平下，高等教育投资的直接教育净收益是正的，如果再考虑高等教育的间接收益，那么高等教育的总回报可以到达非常高的水平。

关键词 教育收益率，收入，高等教育

一、引言

从20世纪90年代初以来，我国各级教育的发展都取得了显著的进步，尤其是高等教育的规模经历了迅速的扩展。1991年，我国普通高等院校共招收了62万的大学生，而2003年入学的大学生数量达到340万左右，高等教育招生规模的增长速度年平均达到15.2%。伴随着高等教育规模的扩展，各高等院校收取的学费水平增加的幅度更是惊人。到2002年为止，作为高等教育成本补偿或成本分担，全国各高等院校向本、专科学生收取的学费年平均达到5000元，这一数字占当年人均GDP的比重高达60%。然而，如此高的学费标准似乎并未减少人们对高等教育的需求。为什么我国高等教育的需求在90年代以后越来越旺盛？花费数万元的成本上大学是否值得？从经济学角度分析，合理的解释必然是人们预期通过高等教育可以得到更高的收益，和不上大学相比，上大学净增加的收益会大于接受高等教育的直接成本和机会成本。

那么，我国的个人教育收益率究竟有多大？事实上，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。例如，Byron和Manaloto(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

* 北京大学教育经济研究所。通讯地址：北京大学教育经济研究所，100871；电话：(010)62753935；E-mail: cjyue@gse.pku.edu.cn。本文于2003年10月在法国奥维涅大学召开的“中国经济政策的效率”国际学术会议上宣读，得到评论人J. Arcand的建议和帮助，在第三届中国经济学年会上也得到评论人华萍的建议和帮助，在此表示感谢；同时也感谢匿名审稿人的宝贵意见。作者文责自负。

的教育个人的收入平均仅仅增加 1.4%。Maurer-Fazio (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%。

然而, 一些研究发现近年来我国的教育收益率有上升的趋势。Zhang 和 Zhao (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%。Li (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%。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%。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%, 而引入控制变量的回归结果显示教育收益率从 1990 年的 1.2% 上升至 1999 年的 4.8%。

与现有的文献不同, 本文的研究重点和分析角度表现在三个方面: 一是本文不仅仅研究个人教育收益率的大小以及动态变化趋势, 还将比较教育收益率与地区、行业、单位所有制性质、职业等其他因素收益率的大小, 从而回答决定我国城镇职工收入的主要因素是什么; 二是通过显示比较优势指数来比较不同受教育程度的劳动力在行业和地区上的分布结构, 并比较各级受教育程度劳动力的流动方向和流动能力; 三是从高等教育的预期收益与成本比较上看我国高等教育的需求状况。

本文分为六个部分: 第一部分是引言; 第二部分通过回归分析估算我国 1991 年和 2000 年的明瑟个人教育收益率; 第三部分分析行业和地区因素对个人收入的影响; 第四部分通过显示比较优势指数来比较不同受教育程度的劳动力在行业和地区上的分布结构, 并比较各级受教育程度劳动力的流动方向和流动能力; 第五部分是关于高等教育投资成本与收益的简单分析; 第六部分是本文的结论。

二、教育收益率

(一) 教育收益率的计量回归方程

明瑟 (Mincer, 1974) 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。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以及在工作中通过“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：

$$\ln(\text{INC}) = a + b\text{SCH} + c_1\text{EXP} + c_2\text{EXP}^2 + \mu. \quad (1)$$

其中，INC 为从业人员的工资收入，SCH 为受教育年限，EXP 为工作年限， EXP^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）， μ 为随机扰动项。 b 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。 c_1 和 c_2 分别表示工作年限和工作年限的平方项对个人收入的影响，预期 c_1 的回归系数符号是正的，预期 c_2 的回归系数符号是负的。

需要说明的是，明瑟收入函数也存在某些不足。比如，它过分简化了收入的决定因素，只考虑了受教育年限和工作经验，没有考虑个人能力和学校质量等重要因素，在一定程度上会影响研究结论的可靠性，假设条件也过分严格（Krueger 等，2000；Heckman 等，2003）。但是，明瑟收入函数使得教育收益率估计的经济含义更加清晰，它提供了一个更简便的、对数据要求较低且便于进行各种比较的方法，因此，明瑟收益率至今仍被广泛采用，成为教育经济学领域最常见的衡量教育收益率的方法，这也是本文采用明瑟收入函数的原因所在。

在明瑟函数的基本形式中，受教育年限 SCH 是一个连续型变量，为了分析不同层次的教育所带来的收益率的差异，可以用一系列代表不同教育程度的虚拟变量代替 SCH，通过虚拟变量的系数来表示虚拟变量代表的教育程度与省略变量（基准类别变量）之间的教育收益率差异。具体的回归方程表达式如下：

$$\ln(\text{INC}) = a + \sum b_i \text{EDU}_i + c_1 \text{EXP} + c_2 \text{EXP}^2 + \mu. \quad (1a)$$

其中， EDU_i 和 b_i 分别表示不同的受教育程度以及相应的教育收益率，基准变量为小学。利用回归结果，很容易计算出各级教育的年均教育收益率。计算公式如下：

$$\text{RRE}_i = [\exp(b_i) - 1]/d_i. \quad (1b)$$

其中, RRE_i 为第 i 级年平均教育收益率, b_i 为回归系数, d_i 为第 i 级教育程度与小学教育程度的受教育年限之差。此处的年平均教育收益率是一个相对的概念,是和受小学教育者的收益相比较。

由于我国转型经济的特点,劳动力市场还不健全。劳动力在不同地区、行业、单位和职业之间还不容易自由流动,工资制度也不完善,垄断现象和计划经济色彩还大量存在,因此对于我国劳动者的个人收入而言,除了受教育年限和工作年限因素的影响之外,还受到其他一些因素的影响。根据我国劳动力市场的特点和工资制度的状况,结合样本数据中变量的种类,本文在明瑟回归模型中加入了性别、地区、行业、单位所有制性质、职业性质等控制变量,用于比较分析。回归方程变为如下形式:

$$\ln(\text{INC}) = a + b\text{SCH} + c_1\text{EXP} + c_2\text{EXP}^2 + \sum d_j\text{DUM}_j + \mu, \quad (2)$$

$$\ln(\text{INC}) = a + \sum b_i\text{EDU}_i + c_1\text{EXP} + c_2\text{EXP}^2 + \sum d_j\text{DUM}_j + \mu. \quad (2a)$$

DUM_j 为表示不同性别、地区、行业、单位所有制性质、和职业性质的虚拟变量。在进行不同方面的比较时,本文选择的基准类别变量(Benchmark)分别为女性、西部地区、竞争性行业、城镇集体所有制、生产工人,也就是说这些虚拟变量为省略变量,不作为解释变量进入回归方程。 d_j 表示不同性别、地区、行业、单位所有制性质、和职业性质的收入差别,在几何意义上表示的是截距项的差别,正的系数表示该虚拟变量对应类别的个人收入比基准类别的个人收入多一个常数量。

由于可能存在劳动力市场的分割性,以及劳动力流动仍然存在各种限制等原因,在不同地区、行业、单位所有制性质、和职业性质中的教育收益率也可能是不一样的。因此,本文除了引入控制变量以外,回归方程还纳入教育变量与控制变量之间的交互项,回归方程的形式变为:

$$\begin{aligned} \ln(\text{INC}) = & a + b\text{SCH} + c_1\text{EXP} + c_2\text{EXP}^2 + \sum d_j\text{DUM}_j \\ & + \sum e_k\text{SCH} * \text{DUM}_k + \mu; \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{INC}) = & a + \sum b_i\text{EDU}_i + c_1\text{EXP} + c_2\text{EXP}^2 + \sum d_j\text{DUM}_j \\ & + \sum e_k\text{SCH} * \text{DUM}_k + \mu. \end{aligned} \quad (3a)$$

其中, $\text{SCH} * \text{DUM}_k$ 表示教育变量 SCH 与虚拟变量 DUM_k 的交互项。各分类变量的基准分类(省略变量)分别为女性、西部地区、竞争性行业、城镇集体所有制、生产工人。 e_k 表示教育收益率在不同性别、地区、行业、单位所有制性质、和职业性质之间的差别,在几何意义上表示的是斜率项的差别,正的系数表示该虚拟变量对应类别的教育收益率大于基准类别的教育收益率。因此,在此回归方程中, b 的解释与方程(1)和(2)中的含义不同,此处

表示基准变量的教育收益率，即表示女性、西部地区、竞争性行业、城镇集体所有制、生产工人的教育收益率。

(二) 数据

本文对教育收益率进行计量回归估计过程中所用的数据来自国家统计局城市社会经济调查队每年度进行的“中国城镇住户调查”。表1给出了主要变量的简单统计描述。在删除了数据有缺失的观测值后，1991年和2000年的有效样本容量分别为25905和24998个，人均年收入分别为2605元和9634元。

表1 1991年和2000年样本职工特征的统计描述

变量的含义	比例结构(%)		平均收入(元)	
	2000年	1991年	2000年	1991年
男性	54.2	52.1	10487	2816
女性	45.8	47.9	8624	2375
本科及本科以上	8.6	15.3	13623	2993
大专	19.6		11288	
中专	14.9	14.4	10028	2811
高中	28.3	27.0	8882	2414
初中	25.2	34.9	7929	2501
小学	3.2	7.9	7283	2633
小学以下	0.1	0.5	5247	1898
京津沪	8.9	4.4	13667	2897
东部地区	31.1	32.3	11300	2947
中部地区	27.8	29.1	8092	2312
西部地区	32.2	34.2	8297	2492
竞争性行业	53.2	50.4	8307	2558
垄断性行业	13.6	30.9	11639	2572
事业性行业	15.3	12.3	11728	2829
机关团体	13.3	1.5	10909	2575
“其他行业”	4.7	5.0	8428	2737
国有经济单位	79.9	81.2	9958	2702
城镇集体单位	10.6	18.3	6558	2175
其他所有制单位	9.5	0.5	10359	2578
各类专业技术人员	21.5	21.6	11465	2922
国家机关党群组织和企事业负责人	8.5	7.3	13631	3278
办事人员和有关人员	23.6	21.0	10227	2678
商业工作人员	6.0	6.8	6933	2152
服务性工作人员	5.7	4.2	7287	2378
农林牧渔劳动者	0.2	0.2	7078	2297
生产工人运输工人和有关人员	33.8	37.1	7986	2376
不便分类的其他劳动者	0.6	1.8	6556	2207

数据来源：国家统计局城市社会经济调查队进行的“中国城镇住户调查”，1991年和2000年。

2000年的数据包括7种受教育程度，分别是本科（及以上）、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16年、15年、12年、12年、9年、5.5年和2年计算。受教育年限的样本总平均值为11.95年。7类受教育程度的比重分别为8.6%、19.6%、

14.9%、28.3%、25.2%、3.2%和0.1%。根据2002年《中国统计年鉴》的数据计算,我国城镇人口中研究生教育程度的人口比重仅为0.19%,所以在“中国城镇住户调查”的数据中研究生被包括在大学本科的类型里,因为比重是如此之小,本文在计算大学本科及以上教育程度的受教育年限时,未进行处理,仍按16年算。在进行不同受教育程度的教育收益率的比较时采用的是虚拟变量的方式,“小学及小学以下”作为省略的基准类别。

2000年的数据包括了除重庆、西藏自治区和台湾省之外的29个省市自治区。本文按照经济和地理的特点将这29个省市自治区分为4类:第一类为北京、上海、天津等3个直辖市(简记为京津沪地区);第二类为东部沿海省份,包括辽宁、河北、山东、江苏、浙江、福建、广东、海南等8个省份(简记为东部地区);第三类为中部内陆省份,包括黑龙江、吉林、安徽、江西、河南、湖北、湖南等7个省份(简记为中部地区);第四类为西部内陆省份,包括山西、内蒙古、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等11个省份(简记为西部地区)。在进行计量回归时,西部地区作为省略的基准类别。

2000年的数据包含16种行业,按照各个行业的特点将其合并为5类,分别为:(1)“竞争性行业”(包括制造业、建筑业、批发零售贸易餐饮业、社会服务业等4个行业);(2)“垄断性行业”(包括电力煤气及水的生产和供应业、交通运输仓储和邮电通信业、金融保险业、房地产业等4个行业);(3)“事业性行业”(包括卫生体育和社会福利业、教育文化艺术及广播电影电视业、科学技术和综合技术服务业等3个行业);(4)“机关团体”(国家机关政党机关和社会团体);(5)“其他行业”(包括农林牧渔业、采掘业、地质勘查业水利管理业、其他等4个行业)。在进行计量回归时,“竞争性行业”作为省略的基准类别。

2000年的数据包括15种单位所有制,因为主要是国有经济单位和城镇集体单位(所占比例分别为79.9%和10.6%),并且不能区分出三资企业和私营企业等特别单位,因此本文将除国有经济单位和城镇集体单位以外的13种单位合并为“其他所有制”(所占比例为9.5%)。在进行计量回归时,“城镇集体单位”作为省略的基准类别。

2000年的数据包括8种职业,分别为:各类专业技术人员;国家机关、党群组织和企事业单位负责人;办事人员和有关人员;商业工作人员;服务性工作人员;农林牧渔劳动者;生产工人、运输工人和有关人员(本文简称为“生产工人”);不便分类的其他劳动者。在进行计量回归时,“生产工人”作为省略的基准类别。

在1991年的数据中,受教育程度中没有区分本科和专科,行业的划分只有14类。对1991年的数据本文也按地区、行业、单位所有制、职业性质进行了分类合并,与2000年的分类保持一致。在引进虚拟变量时,采用的基准

类别完全一致，都是女性、西部地区、竞争性行业、城镇集体所有制、生产工人，以便比较不同年份的教育收益率。

(三) 按受教育年限计算的教育收益率的回归结果

表 2 给出了 1991 年和 2000 年分别按照回归方程 (1)、(2) 和 (3) 进行的计量回归结果。

表 2 2000 年和 1991 年教育收益率的计量回归结果

解释变量	2000 年			1991 年		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
受教育年限	0.0821***	0.0409***	0.0509***	0.0276***	0.0125***	0.0256***
工作年限	0.0311***	0.0429***	0.0441***	0.0586***	0.0587***	0.0589***
工作年限平方项	-0.0002***	-0.0006***	-0.0007***	-0.0008***	-0.0009***	-0.0009***
男性		0.1380***	0.4676***		0.0842***	0.2277***
京津沪地区		0.5098***	0.2831***		0.1509***	0.2577***
东部地区		0.2533***	0.1644***		0.1663***	0.2803***
中部地区		-0.0419***	-0.0862*		-0.0590***	-0.0501**
垄断性行业		0.3012***	0.1766***		-0.0031	0.0767***
事业性行业		0.2421***	0.2470***		0.0047	0.0568
机关团体		0.1652***	0.1702**		-0.0027	-0.0484
“其他行业”		0.0370**	0.0626		0.0365***	0.1023**
国有单位		0.2608***	0.4099***		0.1501***	0.1646***
“其他单位”		0.4552***	0.3526***		0.2873***	0.0459
技术人员		0.2113***	0.0567		0.1015***	0.0067
机关负责人		0.2911***	0.2057**		0.1059***	0.0980**
办事人员		0.1578***	-0.0979*		0.0578***	-0.0003
商业人员		-0.1034***	-0.1475*		-0.0560***	-0.0562
服务人员		-0.0035	0.0748		0.0400***	0.0630
男性交互项			-0.0276***			-0.0131***
京津沪地区交互项			0.0187***			-0.0097**
东部地区交互项			0.0074**			-0.0104***
中部地区交互项			0.0037			-0.0009
垄断性行业交互项			0.0103**			-0.0072***
事业性行业交互项			0.0000			-0.0047
机关团体交互项			0.0004			0.0038
“其他行业”交互项			-0.0022			-0.0065
国有单位交互项			-0.0139***			-0.0018
“其他单位”交互项			0.0082			0.0268**
技术人员交互项			0.0138***			0.0081***
机关负责人交互项			0.0097			0.0019
办事人员交互			0.0219***			0.0054**
商业人员交互项			0.0054			-0.0003
服务人员交互项			-0.0060			-0.0022
常数项	7.4400***	7.2603***	7.1335***	6.7427***	6.6956***	6.5555***
Adj·R ²	0.152	0.289	0.293	0.287	0.354	0.356
样本容量	24998	24998	24998	24905	24905	24905

注：本表因为篇幅所限没有报告职业中回归系数不显著的“农林人员”、“其他职业”及其与教育变量的交互项。基准类别为女性、西部地区、竞争性行业、城镇集体所有制、生产工人。各变量交互项指的是与教育变量的交互项。*、**和***分别表示统计显著性水平为 0.1、0.05 和 0.01。

在所有的回归结果中,教育变量的回归系数都和预期的一样是正的,并且在统计上是高度显著的,显著性水平达到0.01。无论采用哪种回归方程形式,结果都显示出2000年的教育收益率大于1991年的教育收益率。按照简单明瑟回归方程(1),我国城镇职工的教育收益率从1991年的2.76%上升至2000年的8.21%;按照回归方程(3),教育收益率则从1991年的2.56%上升至2000年的5.09%。为了检验2000年教育收益率比1991年有显著的提高,本文将两年的数据合并在一起,引入时间虚拟变量以及教育变量与时间虚拟变量的交互项进行回归,结果显示2000年与1991年教育收益率的差别是非常显著的。教育收益率的提高显示出随着我国劳动力市场的不断完善和工资制度的改革,人力资本在经济发展中的重要作用也越来越凸显出来。

在全部的回归结果中,工作年限的回归系数都是正的,工作年限平方项的回归系数都是负的,在0.01的显著性水平上都是统计显著的。回归结果显示出2000年工作年限的回归系数明显小于1991年的回归系数,呈下降的趋势。在1991年,工作年限的回归系数大约是受教育年限回归系数的2倍,也就是说,增加1年的工作年限带来的收入增加大约是增加1年受教育年限带来的收入增加的2倍。而到了2000年,按照明瑟回归方程(1)的结果,受教育年限的回归系数大约是工作年限的回归系数的2.7倍,显示出学校教育的相对重要性。

回归结果(3)显示女性的教育收益率大于男性。性别虚拟变量与教育变量交互项的回归系数都是负的,并且在0.01的显著性水平上都是统计显著的,这一结果和现有文献的发现是一致的(如Psacharopoulos, 1994)。但是,在回归结果中性别虚拟变量的回归系数都是正的,在0.01的显著性水平上也都是统计显著的,显示出在个人收入方面的性别差异或性别歧视,即,仅仅因为是男性就会增加相当数量的个人收入。在2000年的样本中,女性平均受教育年限为11.8年,仅比男性少0.3年(差3%),可是女性的平均年收入仅为8624元,比男性少1863元(差22%)。

教育收益率在不同地区之间是有显著差异的,并且这种差异从1991年到2000年发生了逆转。京津沪和东部地区虚拟变量与教育变量交互项的回归系数在1991年是负的,在0.05的显著性水平上是统计显著的;而2000年的回归系数是正的,在0.05的显著性水平上也是统计显著的。并且,2000年各地区的教育收益率呈现明显的层次结构,即,京津沪地区比东部地区高1.13%,东部地区比中部地区高0.37%,而中部地区又比西部地区高0.37%。另外,京津沪和东部地区虚拟变量的回归系数1991年和2000年都是正的,在0.05的显著性水平上是统计显著的,沿海地区(京津沪和东部地区)比内陆地区(中西部地区)有更多的收入。因此,与沿海地区相比,内陆地区不仅绝对收入少,并且教育收益率低,地区差异十分明显。

教育收益率在不同行业之间的差异主要表现在竞争性行业与垄断性行业

之间。2000年垄断性行业虚拟变量与教育变量交互项的回归系数在2000年是正的,在0.05的显著性水平上是统计显著的,表明在垄断行业中,对教育的重视在加强。另外,事业性单位和机关团体的教育收益率大于竞争性行业,而“其他行业”的教育收益率小于竞争性行业,但是这些差异都不显著。

国有经济单位的教育收益率小于非国有单位。1991年和2000年的回归结果显示,国有经济单位的教育收益率小于城镇集体单位;而城镇集体单位的教育收益率又小于其他经济单位。2000年,国有经济单位虚拟变量与教育变量交互项的回归系数为-0.014,在0.01的显著性水平上是统计显著的;但是,其他经济单位与教育变量交互项的回归系数是不显著的。

教育收益率在不同职业之间存在一定的差异,主要表现在技术人员、办事人员与生产工人之间的差异。2000年和1991年技术人员、办事人员虚拟变量与教育变量交互项的回归系数在2000年都是正的,在0.05的显著性水平上都是统计显著的,表明技术人员、办事人员的教育收益率显著大于生产工人。而其他各种职业的教育收益率与生产工人之间并无显著的差异。

(四) 分不同教育层次的教育收益率的回归结果

表3给出了1991年和2000年分别按照回归方程(1a)和(3a)进行的计量回归结果。

表3 不同受教育程度的明瑟教育收益率(%)

		大学本科	大学专科	中专	高中	初中	
回归 方程 (3a)	2000年	回归系数	0.6568***	0.4653***	0.3399***	0.2931***	0.1230***
		年均教育收益率	8.84%	6.24%	5.40%	5.24%	3.74%
	1991年	回归系数	0.2654***		0.1804***	0.1359***	0.0497***
		年均教育收益率	3.04%		2.64%	2.24%	1.46%
回归 方程 (1a)	2000年	回归系数	0.8483***	0.6239***	0.4981***	0.3277***	0.1503***
		年均教育收益率	12.72%	9.12%	8.61%	5.97%	4.63%
	1991年	回归系数	0.2608***		0.2044***	0.1153***	0.0463***
		年均教育收益率	2.98%		3.02%	1.88%	1.35%

注:在计量回归方程中中小学及小学以下受教育程度为省略的基准变量;其他分类变量的基准变量(省略变量)分别为女性、西部地区、竞争性行业、城镇集体所有制、生产工人。年均教育收益率的公式为: $RRE_i = [\exp(b_i) - 1] / d_i$,其中 b_i 为回归系数, d_i 为第 i 级教育程度与小学教育程度的受教育年限之差。此表中的中专受教育年限按13年计算;1991年的大学程度按15.5年计算。

在所有的回归结果中,各级受教育程度的虚拟变量的回归系数都是正的,并且在统计上是高度显著的,显著性水平达到0.01。回归结果显示出两个特点:一是2000年的各级教育收益率大于1991年的相应级别的教育收益率;二是按照受教育程度的从低到高,年均教育收益率也基本呈现出从小到大的规律(1991年的大学年均教育收益率例外)。这一规律与陈晓宇等(2003)和李实等(2003)的结论一致,显示出我国教育收益率特有的规律。对于一般

的发展中国家的教育收益率而言,初中教育的收益率最高,中等教育的教育收益率最低(Psacharopoulos, 1985)。按照回归方程(3a),大学本科的年均教育收益率最高,为8.84%;其次是大学专科,为6.24%;中专和高中的教育收益率相差无几,分别为5.40%和5.24%;初中的教育收益率为3.74%。

三、行业和地区因素对个人收入的影响

(一) 行业因素对收入差异的影响

我国行业之间的收入差异在20世纪90年代期间进一步扩大。1991年,事业性单位的平均工资最高(2829元),竞争性行业的平均工资最低(2558元),两者之比为1.11。2000年,仍然是事业性单位的平均工资最高(11728元),竞争性行业的平均工资最低(8307元),但是两者之比上升为1.41。

表4 行业收益率与分不同教育程度的劳动力的行业显示比较优势指数(2000年)

行业	教育收益率 (%)	行业收益 率(%)	分不同教育程度的劳动力的行业显示比较优势指数				
			本科	专科	高中	初中	小学
竞争性行业	基准行业	基准行业	0.45	0.63	1.20	1.33	1.42
垄断性行业	1.03	17.66	0.81	1.01	1.12	0.96	0.74
事业性单位	0	24.70	2.51	1.52	0.48	0.37	0.29
机关团体	0.04	17.02	1.73	1.95	0.68	0.36	0.26
“其他行业”	-0.22	6.26	0.81	0.79	0.94	1.26	1.34

注:第2、3列是根据表2中回归方程(3)的结果整理的;行业显示比较优势指数是作者根据国家统计局城市社会经济调查队2000年进行的“中国城镇住户调查”数据计算的。

上述统计结果只是一般平均结果,没有考虑各个行业中劳动力的其他因素。表4给出的是在控制了各种因素影响后,行业对收入差异的净影响,本文称之为“行业收益率”。以竞争性行业作为比较的基准行业,用明瑟函数回归方程(3)的行业虚拟变量的回归系数来衡量行业收益率。2000年的数据显示,个人收入的行业收益差异十分显著,事业性单位的行业收益率最大,比竞争性行业的收入高24.7%;其次是垄断性行业,行业收益率比竞争性行业高出17.66%;第三是机关团体,行业收益率比竞争性行业高17.02%;第四是“其他行业”,行业收益率比竞争性行业高6.26%。可见,竞争性行业的收益率在5类行业中最低。

(二) 地区因素对收入差异的影响

我国地区之间的收入差异在20世纪90年代期间也在扩大。1991年,地区差异主要表现在沿海省市与内陆省份之间。东部地区最高(2947元),中部地区最低(2312元),两者之比为1.27。同时,京津沪与东部地区、中部地区与西部地区之间的工资差异并不大。2000年,地区收入差距进一步拉大,

京津沪的平均收入变得最高（13667元），中部地区仍然最低（8029元），最高与最低收入之比上升为1.69。

上述统计结果也只是一般平均结果，没有考虑各个地区中劳动力的其他因素。表5给出的是在控制了各种因素影响后，地区因素对收入差异的净影响，本文称之为“地区收益率”。以西部作为比较的基准地区，用明瑟函数回归方程（3）的地区虚拟变量的回归系数来衡量地区收益率。2000年的数据显示，个人收入的地区差异十分显著，京津沪的地区收益率最大，比西部地区的收入高28.3%；其次是东部地区，地区收益率比西部地区高出16.44%；地区收益率最低的地区是中部地区，比西部地区低8.62%。

表5 地区收益率与分不同教育程度的劳动力的地区显示比较优势指数(2000年)

地区	教育收益率 (%)	地区收益率 (%)	分不同教育程度的劳动力的行业显示比较优势指数				
			本科	专科	高中	初中	小学
京津沪	1.87	28.31	0.94	0.79	1.00	1.22	0.29
东部	0.74	16.44	0.98	0.95	0.99	1.05	1.13
中部	0.37	-8.62	1.09	1.04	1.08	0.92	0.88
西部	基准地区	基准地区	0.96	1.07	0.94	0.96	1.18

注：第2、3列是根据表2中回归方程(3)的结果整理的；地区显示比较优势指数是作者根据国家统计局城市社会经济调查队2000年进行的“中国城镇住户调查”数据计算的。

需要说明的是，单位所有制、职业性质以及性别等因素对个人收入也有显著影响，分析方法和结果与上述的分析类似，本文不再赘述。

四、显示比较优势指数

从前面一节我们可以看出我国城镇职工的个人收入存在行业和地区差异的净影响。如果劳动力市场是完全竞争的，没有流动的限制，那么劳动力就会从收入低的行业和地区流向收入高的行业和地区。一般来说，劳动力流动的程度与受教育程度有关，受教育程度高的劳动力更容易流动，并且某些行业的特点（如知识密集型行业）决定了只有受过更高教育的人才有资格进入。因此，本节的目的是研究不同教育级别的劳动力在不同行业和地区的分布结构的差异。为了便于比较，本文采用显示比较优势指数的方法，计算公式为：

$$RCA_{ij} = (L_{ij}/L_i)/(L_j/L_t). \quad (4)$$

其中， RCA_{ij} 表示显示比较优势指数，定义为第*i*级受教育程度劳动者在行业（或地区）*j*中的人数与全部第*i*级受教育程度劳动者的数量之比，除以全部劳动者在行业（或地区）*j*中的人数与全部劳动者的总人数之比。 RCA_{ij} 的取值若大于1，表示第*i*级受教育程度劳动者在行业（或地区）*j*中有显示比较优势，并且取值越大说明显示优势越强。 RCA_{ij} 的取值若小于1则表示有显示比较劣势。表4和表5中的后5列给出了2000年分不同教育程度的劳动力的

行业显示比较优势指数和地区显示比较优势指数。

不同教育程度劳动力的行业显示比较优势的差异非常明显。大学毕业生(本科和专科)的比较优势表现在事业性单位和机关团体,在竞争性行业和“其他行业”中表现出比较劣势;与大学毕业生的情况恰好相反,初中和小学毕业生的比较优势表现在竞争性行业和“其他行业”,在事业性单位和机关团体表现出比较劣势;而高中毕业生的比较优势主要体现在竞争性行业上。换句话说,对于事业性单位和机关团体而言,大学毕业生有比较优势,高中、初中和小学毕业生有比较劣势;对于竞争性行业和“其他行业”而言,高中、初中和小学毕业生有比较优势,大学毕业生有比较劣势;特别地,对于垄断性行业而言情况比较特殊,几乎没有哪一级别教育程度的劳动力有强的显示比较优势,同样也没有哪一级别教育程度的劳动力有很强的显示比较劣势。在垄断性行业中,高中毕业生显示比较优势指数最大,为1.12;其次是专科毕业生,为1.01;初中、本科和小学毕业生的这一指数分别为0.96、0.81和0.74。数据显示,教育因素不是决定是否能够进入垄断性行业工作的显著因素,但是,高等教育确实可以使得劳动力更容易从竞争性行业和“其他行业”流动到事业性单位和机关团体,或者说从行业收益率最低的行业流向行业收益率最高的行业。

不同教育程度劳动力的地区显示比较优势基本上没有差异,显示出劳动力在地区之间的流动还存在很多限制,流动的成本很大。在由5种教育程度毕业生和4种地区产生的20个地区显示比较优势指数中,除了小学毕业生在京津沪地区表现出显著的比较劣势(0.29)以外,其他的比较优势指数都在1附近波动。尽管如此,从地区收益率的显著差异来看,存在劳动力从中西部向京津沪和东部省份流动的潜在动力,特别是对受高等教育者来说,当地区之间的流动壁垒逐渐消除后,高校毕业生将向京津沪和东部省份流动,“孔雀东南飞”的现象将加重。

五、高等教育的预期收益与劳动力流动

为了估算各种因素对个人收入的影响,我们举例来说明教育收益与其他收益的差别。在表2中我们引入了控制变量以及控制变量与教育变量的交互项,基准类别是女性、西部地区、竞争性行业、城镇集体所有制、生产工人。根据样本数据计算,2000年在西部地区、竞争性行业、城镇集体所有制工作的女性生产工人的平均工资为4425元。假如小李是这样的一位女性,但是她拥有上大学本科的机会,并且她期望大学本科毕业后在京津沪的事业性单位从事办事人员工作,单位性质为国有经济单位。下面我们按照表2回归(3)和表3回归(3a)的结果粗略计算小李选择上大学的收益变化,分为以下几个步骤:

首先，计算因教育而增加的直接收益。上大学本科的年均教育收益率按 8.84% 计算，则上 4 年大学的教育收益率为 $8.84\% \times 4 = 35.36\%$ ；和不上大学相比，年收入增加额为 $35.36\% \times 4425 \text{ 元} = 1565 \text{ 元}$ ；如果按终身工作年限 38 年计算，则终身总收入增加额为 $1565 \times 38 = 59458 \text{ 元}$ 。其次，计算因为工作变动带来的间接教育收益。如果小李如愿在京津沪的国有事业性单位找到工作，那么她的教育收益率将增加 $(1.87\% + 0\% - 1.39\% + 2.19\%) \times 4 = 10.58\%$ ；由此带来的年收入增加额为 $10.58\% \times 4425 \text{ 元} = 468 \text{ 元}$ ；按终身工作年限 38 年计算，则终身总收入增加额为 $468 \times 38 = 17790 \text{ 元}$ 。第三，计算其他收益。地区收益率、行业收益率、单位所有制收益率、职业收益率之和为 $28.31\% + 24.7\% + 40.99\% - 9.79\% = 84.21\%$ ；由此带来的年收入增加额为 $84.21\% \times 4425 \text{ 元} = 3726 \text{ 元}$ ；按终身工作年限 38 年计算，则终身总收入增加为 $3726 \times 38 = 141599 \text{ 元}$ 。第四，计算全部收益增加额。由前 3 项之和相加得到小李大学毕业后总的收益增加额为 $59458 + 17790 + 141599 = 218847 \text{ 元}$ 。第五，大致估算教育成本。4 年的大学学费按每年 5000 元计算，则教育的直接成本为 20000 元，另外教育的机会成本为 $4425 \text{ 元} \times 4 = 17700 \text{ 元}$ ，因此，教育总成本为 $20000 + 17700 = 37700 \text{ 元}$ 。第六，比较上大学增加的收益与教育成本。从以上的粗略估计看，小李大学毕业后总的收入将增加 18 万元左右，即使小李仍然在西部地区的竞争性行业的集体所有制单位从事生产工作的话，那么她上大学从收入上也是合算的。以上只是粗略估算，没有考虑利率等诸多其他因素的影响，但是从以上分析显而易见投资高等教育是非常有利的。

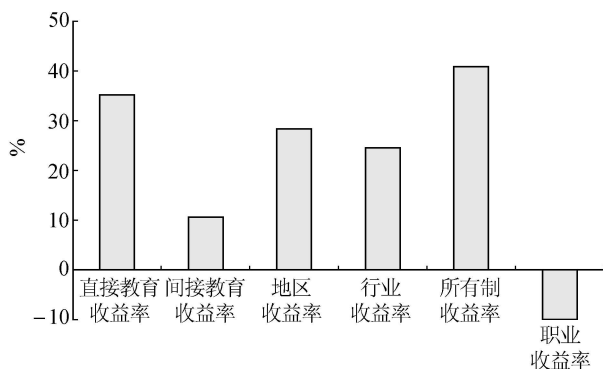


图 1 接受高等教育可能产生的各种收益率变化的案例解释

从上面的模拟计算结果看，因接受高等教育增加的收入远远小于工作变动而增加的收入，后者大约是前者的 3 倍。因此，从我国目前的收入情况看，教育对个人收入的直接影响是显著的，但是教育并不是影响个人收入的决定性因素，地区差异、行业差异、单位所有制差异、职业差异等因素对个人收入的影响也都非常显著。产生这些差异的原因有很多，比如由于行业垄断、

地域垄断带来的垄断收益；因为某些行业或地区受高等教育劳动者的比例大，存在知识和技术的外溢性，使得劳动生产率提高，通过获得效率工资而增加个人收入；由于制度不同产生的效率，使得个人收入也不同。本文的目的只是从定量方面比较各种因素对收入影响的大小，至于产生这些差异的深层次的原因不是本文研究的重点。

从行业显示比较优势指数来看，高中、初中以及小学毕业生跨行业流动的概率非常小，一般来说不得不在竞争性行业和“其他行业”中工作；相反，受高等教育者选择在事业性单位和机关团体工作的概率要大得多，因此，对高等教育的需求不仅体现在较高的直接教育收益上，更重要的是要获得跨行业流动的机会；但是，对于垄断性行业而言，即使接受了高等教育也未必能够增加进入垄断性行业的工作机会。另外，从2000年的数据看，即使受过高等教育，劳动力跨地区流动也是不容易的。

六、结 论

本文在明瑟收入函数的基础上，利用国家统计局城市社会经济调查队每年度进行的“中国城镇住户调查”数据对我国城镇职工的收入影响因素进行了计量回归分析，并比较了教育直接收益率与地区、行业、单位所有制性质、职业等其他因素收益率的大小。借用显示比较优势指数，分析了劳动者通过教育可能实现的流动方向和流动带来的收益。从实证研究的结果中我们可以得出以下主要结论：

首先，我国城镇职工的教育收益率有显著的提高，简单明瑟教育收益率从1991年的2.76%上升至2000年的8.21%。按不同教育级别计算，随着受教育程度的提高年均教育收益率呈现出一致变大的规律。相对于受小学教育者而言，初中、高中、中专、大学专科、大学本科的年均教育收益率依次为3.74%、5.24%、5.40%、6.24%和8.84%。

其次，教育对个人收入的直接影响是显著的，但是教育并不是影响个人收入的决定性因素，地区差异、行业差异、单位所有制差异、职业差异等因素对个人收入的影响也都非常显著。

第三，从显示比较优势指数看，只有受高等教育者才最有可能跨行业流动，并通过流动提高个人的收入。同时，数据也显示出教育对跨地区流动的促进作用极不显著。

第四，从高等教育的预期收益与成本比较上看，在目前的学费水平下，高等教育投资的直接教育净收益是正的，如果再考虑由高等教育导致的行业等其他因素收益的增加以及间接教育收益增加的话，那么高等教育的回报就会非常高，这在一定程度上解释了我国高等教育的需求在90年代以后变得更加旺盛的原因。

参 考 文 献

- [1] Byron, Raymond P. and Evelyn Q. Manaloto, "Returns to Education in China", *Economic Development and Culture Change*, 1990, 38, 783—796.
- [2] Heckman, James J., Lance J. Lochner and Petra E. Todd, "Fifty Years of Mincer Earnings Regressions", *NBER working paper*, No. 9732, 2003.
- [3] Krueger, Alan B. and Mikael Lindahl, "Education for Growth: Why and for Whom?" *NBER working paper*, No. 7591, 2000.
- [4] Li, Haizheng, "Economic Transition and Returns to Education in China", *Economics of Education Review*, 2003, 22, 317—328.
- [5] Maurer-Fazio, M., "Earnings and Education in China's Transition to a Market Economy Survey Evidence from 1989 and 1992", *China Economic Review*, 1999, 10 (1): 17—40.
- [6] Mincer, J., *Schooling, experience and earnings*. New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research, 1974.
- [7] Psacharopoulos, George, "Returns to Education: An Further International Update and Implications", *Journal of Human Resources*, 1985, 20, 583—604.
- [8] Psacharopoulos, George, "Returns to Investment in Education: A Global Update", *World Development*, 1994, 22, 1325—1344.
- [9] Zhang, Junsen and Yaohui Zhao, "Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988—1999", paper presented at the 2002 meetings of the Allied Social Sciences Association, Washington DC, 2002.
- [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", 《北京大学教育评论》, 2003 年第 2 期, 第 65—72 页。
- [11] 国家统计局, 《中国统计年鉴》。北京: 中国统计出版社, 2002 年。
- [12] 李实、丁赛, "中国城镇教育收益率的长期变动趋势", 《中国社会科学》, 2003 年第 6 期, 第 58—73 页。

The Impact of Education on Income Difference in Urban China

CHANGJUN YUE
(Peking University)

Abstract Using the Mincer income function this paper investigates econometrically the main factors that had significant impacts on the enlarging income gaps among Chinese urban laborers. The regression results provide a number of findings. First, the Mincerian rate of return to education had maintained a remarkable rising trend in the 1990s. Second, education has remarkable impacts on individual income, but it is not the key factor. Third, only people with college or post-

graduate diplomas have significant capacity of inter-regional mobility. Finally, under the current level of tuition, the net return of higher education is positive, and the total return could reach a very high level if the indirect return were also considered.

JEL Classification I20, I21, J31