

中国城镇人力资本收益率研究^{*}

侯风云

(山东大学 经济学院, 山东 济南 250100)

摘要: 依据“中国人力资本投资与城乡就业相关性研究”课题组(国家社科基金课题)2002年7月至2003年1月对全国16省市进行的问卷调查的数据资料,在对数据进行分析的基础上,使用计量经济学的相关模型估计了中国城镇不同形式人力资本收益率,并对估计结果进行了讨论,最后给出了相关的政策建议。

关键词: 人力资本; 教育收益率; 工龄收益率; 培训收益率; 就业转移

中图分类号: F24 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9839(2005)02-0109-11

Study of Rates of Return to Human Capital in Chinese Towns and Cities

HOU Feng-yun

(School of Economics , Shandong University , Jinan 250100 , P.R.China)

Abstract: In this article, the data were from the questionnaire survey conducted by the research group, "the study of the correlation between the investment in human capital and employment in cities and countrysides of China ", among 16 cities and provinces of China from July 2002 to January 2003. On the basis of analysing the data, it estimates rates of return to Chinese citizens' education and training, effects on health of citizen laborers to returns by using the relative models and ways of econometrics. Relative polices and suggestions are given after discussing the estimated results.

Key words: human capital; return rates of education; return rates of work experience; return rates of training; changes of employment.

1. 引 言

在中国进行人力资本收益率的研究需要区分城镇收益率和农村收益率,这是因为,到目前为止,我们仍

收稿日期: 2004-08-15

作者简介: 侯风云(1965-),女,河北肃宁人,经济学博士,山东大学经济学院教授,博士生导师,研究方向为人力资本理论。

^{*} 本研究为侯风云教授主持的国家社科基金课题“中国人力资本投资与城乡就业相关性研究”(项目编号:01BJL001)的部分研究成果。该项课题已通过鉴定,鉴定等级为优秀。该项调研组织者为山东大学经济学院侯风云,山东大学外语学院王宜,山东师范大学李玉江,济南大学社科学院王东升,河北师范大学工商管理学院王秀玲,江西师范大学政治与管理学院孟凡昆,兰州大学法律系胡晓红等。该项数据录入工作由济南康宇科技发展有限公司的董超、崔慧勇及研究生张宏伟、徐慧、付妍、高华、范玉波、李亚军完成。

然存在着严重的二元经济结构:较为现代化的城市经济和相对落后的农村经济。由于不同经济的技术水平不同,因此对人力资本需求的层次和量就有所不同,由之引起的收入差距也会有显著不同。同时,由于长期以来城乡隔离的户籍制度及就业制度,及城乡发展的不均衡和政府教育、文化、卫生支持向城市的严重倾斜,使得城市居民和农村劳动力在就业条件、从业产业等方面存在巨大差异,从而引起收入的差异。因此,在中国一个社会群体的收入及其影响因素的相关性资料根本不能反映另一社会群体的情况,更不能反映全国的情况。所以,我们需要针对不同群体的情况进行分别研究。关于农村人力资本投资收益率的研究,侯风云已另外进行了研究,^[1] 本文以城镇职工调查样本为研究对象,考察城镇人力资本投资收益率状况。

关于城镇人力资本收益率研究的文献目前已有不少,如 Byron Manaloto 以南京市为对象,研究了南京市职工的教育收益率;^[2] 朱国宏以全国城市样本为对象;施彬、万威武(1993)以西安市为对象;^[3] 邵利玲以北京、天津、长沙等市 20 个行业,57 家国有大中型企业为对象;^[4] 诸建芳等以国有、集体和三资企业为研究和调查对象,分析中国基础教育和专业教育的收益率情况;^[5] 赖德胜以城市企事业单位职工做样本分析教育收益率;^[6] 陈晓宇、闵维方对我国高等教育个人收益率进行研究;^[7] 于学军对城市经济转型时期人力资本回报率进行研究都是以城市居民为调查样本研究教育收益率;^[8] Margaret Maurer-Fazio 专门研究城乡劳动力市场分割情况下的城市居民教育收益率。^[9] 这些研究一方面主要就教育收益率和工龄收益率为研究对象,而没有考虑人力资本的其他投资形式;另一方面有些研究区域仅限于一个小的范围,不能代表中国城镇职工的整体状况,只适合做区域间的比较研究。另外,在这些研究成果中,多数研究时间较早,已经不能反映中国城镇职工近年的教育收益率及人力资本投资收益率的变化状况。张宏伟的硕士论文《人力资本投资收益率及相关状况研究》利用本课题的部分调研资料,对城镇职工的教育收益率进行了估计。^[10] 由于论文写作时间紧张,调研资料没有来得及全部整理,所以,一方面只对教育收益率进行了估计;另一方面数据样本少。在这里将在更多数据资料的基础上,对人力资本各个方面投资的收益率进行估计,并将这一估计结果与有关文献的研究结果进行比较。

2. 模型及说明

关于人力资本投资收益率的估算方法,目前较多的是对教育收益率进行估算。比较常用的方法是内部收益率法和明瑟收入模型。由于使用内部收益率方法进行估计,遇到了教育成本的统计相当繁琐和复杂的问题,我们的调查没有能够将被调查者的各种人力资本投入的成本进行一一列项调查,而且在有些成本项目的填写上由于相应概念难以用较为通俗和明确的语言界定清楚,使填写资料不尽完整,因此我们的研究不使用内部收益率法。

正是由于使用内部收益率法存在着成本和收益计算及统计的困难,我们在人力资本收益率估计中,采用了明瑟收入模型估计教育收益率和工龄收益率,并利用其他相关计量经济模型对健康及培训收益率等进行估计。

2.1 使用明瑟模型对教育收益率和工龄收益率进行估计

在该模型中假定,所观察到的收入决定因素是教育年限和经验。本文对教育和工作经验回报率的估计首先采用标准的 Mincer 方程。

其计量模型如下:

$$\ln y_i = a_0 + a_1 S_i + a_2 E_i + a_3 E_i^2 + \epsilon_i \tag{1}$$

其中: i 为所选样本; S 为受教育年限; E 为工龄; Y 是年工资收入。

Polacheck 与 Heckman 认为,使用对数工资函数(Logarithmic wage function)比使用线性工资函数(Linear wage function)更为有效,使用小时工资率作为因变量更为准确。^[11] 遗憾的是,我们的资料没有小时工资率,取而代之的是年工资收入, S_i 是受教育年限, E_i 是工作年限, E_{i2} 是工作年限的平方。

在这里,所以要使用年收入,主要有两点考虑:一是便于与农村劳动力人力资本收益率相比较,而由于农村劳动力收入一般以年收入结算比较合适,因此,我们在进行估计时以年收入进行估计;二是城镇劳动

力收入中工资以外的收入在总收入中所占份额不是一个可以忽视的量,而这些收入获得通常不像工资一样在每月发放,而是以年或季度甚至更不规则的方式获得,因此,我们以年收入来包括这些收入相对较准确地反映了城镇职工劳动力的真正收入。

首先,利用明瑟收入模型对全部样本进行估计,然后按照不同性别进行估计。所以要按不同性别进行估计,是因为大量的研究表明,无论在发展中国家还是在发达国家,劳动力市场中教育的回报率存在明显的性别差异。^[12]

2.2 引入虚拟变量,使用线性对数模型将人力资本其他投资形式对收入的影响进行估计

我们引入虚拟变量,使用线性对数模型(2)将人力资本要素的其它形式:培训、“教育类型”(即普通教育和职业教育)、“性别”、是不是家庭收入中“最重要贡献”(是不是家庭收入中的最重要贡献者)、就业转变变量对城镇劳动力收入产生的影响进行估计。其估计模型为:

$$\ln y_{ij}=a+\beta D_{ij}+\epsilon \tag{2}$$

其中,i为所选样本;j为培训、教育类型、性别、家庭收入中“最重要贡献”、就业转变变量。

$$D_{1i} \text{ 为外出前是否接受培训的变量, } \begin{cases} D_{1i}=1, \text{ 接受培训} \\ D_{1i}=0, \text{ 没有} \end{cases}$$

$$D_{2i} \text{ 为农村劳动力受教育的类型, } \begin{cases} D_{2i}=1, \text{ 职业技术教育} \\ D_{2i}=0, \text{ 普通教育} \end{cases}$$

$$D_{3i} \text{ 为性别变量, } \begin{cases} D_{3i}=1, \text{ 男性} \\ D_{3i}=0, \text{ 女性} \end{cases}$$

$$D_{4i} \text{ 为家庭收入中的“最重要贡献”变量, } \begin{cases} D_{4i}=1, \text{ 是} \\ D_{4i}=0, \text{ 不是} \end{cases}$$

$$D_{5j} \text{ 为就业转变变量, } \begin{cases} D_{5j}=1, \text{ 发生就业转变} \\ D_{5j}=0, \text{ 未发生就业转变} \end{cases}$$

将健康状况考虑进来使用模型(3),对不同健康状况的农村劳动力对收入可能产生的影响进行估计。

$$\ln y_i=a+\beta_1 D_{2i}+\beta_2 D_{3i}+\beta_3 D_{4i}+\epsilon \tag{3}$$

D_{2i} 、 D_{3i} 、 D_{4i} 为健康状况变量,分别表示:很好,一般,较差。

$$\text{其中: } \begin{cases} D_{2i}=1, \text{ 很好} \\ D_{2i}=0, \text{ 其他} \end{cases}; \begin{cases} D_{3i}=1, \text{ 一般} \\ D_{3i}=0, \text{ 其他} \end{cases}; \begin{cases} D_{4i}=1, \text{ 较差} \\ D_{4i}=0, \text{ 其他} \end{cases}$$

2.3 引入连续变量,使用线性对数模型将就业转变次数对收入的影响进行估计

利用简单的一元线性对数模型(4),估计每发生1次就业转变对总收入可能产生的影响。

$$\ln y_i=a+\beta X_i+\epsilon \tag{4}$$

其中的取值为0,1,2,3,4,5。本调查中发现的工作转变次数最多的达15次,但样本量仅为1;14次的样本量为1;11次的样本量为3;10次的样本量为6;8次的样本量为1;6次的样本量为3。由于样本量很少,所以我们将这些样本转化为5次加以估计。另外,有部分缺省值,我们的处理办法是,取全部样本的平均转变次数代表未填写样本的转变次数,该值为1.14次。

2.4 取双对数模型,估计收入变化对人力资本投资的影响

模型(1)、(2)、(3)、(4)考察人力资本投资对收入的影响关系,而模型(5)则考察人们的收入状况对人力资本投资的影响。由于城镇劳动力的文化支出和娱乐、医疗、卫生、保健支出从人力资本投资的角度看是投资行为,但从消费的角度看,则是一种消费行为,因此我们利用消费函数中双对数模型考察收入变化对城镇劳动力文化支出和娱乐医疗卫生保健支出影响的百分比。其计量模型为:

$$\ln c_{ji}=a_0+a_1 \ln y_i \tag{5}$$

其中,j为文化费用支出和娱乐医疗支出费用,i为样本数。我们取模型(5)分别就收入变化对文化支

出和娱乐、医疗、卫生、保健支出费用的影响关系进行回归。

3. 资料使用说明及回归结果

3.1 资料概述

该项研究所需要的数据来自课题组在 2002 年 7 月至 2003 年 1 月对中国 16 个省市自治区进行的典型样本调研,对城镇职工收入与人力资本状况相关性研究的调查通过两部分样本完成:一部分是对城镇职工收入状况及相关情况进行调查,其调查目的主要是分析收入与教育、健康状况、工作变更次数、文化支出情况等的相关性,该项调查所获得的有效样本为 1903 个;另一部分样本是对城市职工就业转变情况进行调查,主要目的是要分析就业转变对收入的影响,就业转变前后对劳动力人力资本状况的影响以及工作变更与否的原因等,该项调查所获得的有效样本为 1582 个。

在本项研究中,我们合并两项调查,就与收入相关的有关人力资本变量进行相关性分析,主要涉及的变量有:性别、年龄、健康状况、教育年限、培训状况、培训与工作的相关性、工作变更次数、年收入以及卫生保健支出、文化支出。^①

关于教育年限,我们进行以下折算:小学教育=6 年,初中教育=9 年,高中和中专教育=12 年,大专教育=14 年,大学教育=16 年,研究生教育=18 年。工龄资料主要由下列公式得出:工龄=年龄-教育年限-7,假设所有样本的入学年龄为 7 岁。

对于培训状况,由于培训投资资料在调研中很难取得,我们只将“是否参加培训”作为自变量,即将培训状况作为一个虚拟变量,将之对收入对数进行回归。

关于健康状况变量,我们将该变量分成四个等级,求不同的健康状况对于收入的影响。

就业迁移作为影响收入的一个重要因素,我们取两个方面的资料进行回归,一是“是否发生就业迁移”;二是发生就业迁移的次数。

另外,在进行分析时我们按性别、年龄进行了分组处理。

在对相关变量进行合并后,我们得到的样本总数为 3485 个,样本涉及的地区有山东、河北、江西、广东、北京、天津、甘肃、陕西、内蒙、江苏、浙江、河南、吉林、黑龙江、上海、重庆等 16 个省市自治区。其中样本量较大的省份为山东、河北、河南、甘肃、江西。为获取较全面反映相关省份特点的数据,在组织调研时取该省(市、自治区)较发达地区、中等发达地区和不发达地区样本各三分之一,这样所取样本基本代表中国不同地区城镇职工收入及人力资本投资状况。所有资料采用 SPSS 10.0 版统计软件进行处理。

表 1 显示出各连续变量的均值、标准偏差和最大、最小值。

表 1 连续变量观察值的最大、最小和均值列表

变量	均值	标准偏差	最小值	最大值	样本数
年龄	36.9	8.55	18	62	3485
工龄	16.4	9.32	1	43	3485
教育程度	13.51	2.86	2	22	3485
工资收入	14124.65	13282.94	1000	130000	3457
工资外收入	7567.85	21075.12	0	350000	780
年收入	17151	19701	2000	375000	3485

① 这两个变量只在第一部分样本中,第二部分样本没有对该变量进行调查。

表 2 显示出本项研究的变量及样本分布情况。

表 2 具体变量说明及样本分布

变量	定义	编码	%	样本数
性别:	女性	0	38. 28	1334
	男性	1	61. 72	2151
年龄:	18— 34 岁	0	39. 83	1388
	35— 49 岁	1	52. 97	1846
	50 岁以上	2	7. 20	251
教育水平:	小学及以下	0	1. 73	61
	初中	1	14. 12	492
	高中	2	31. 22	1088
	大专大本	3	48. 89	1704
	研究生	4	4. 02	140
教育类型: 是普通教育还是职业教育				
(只对前部分样本进行了此项调查)				
	普通教育	0	72. 56	1380
	职业技术教育	1	27. 44	522
技能培训: 是否接受过某种专业技能培训				
	没有	0	23. 27	811
	接受	1	76. 73	2674
	缺省(未填写)	缺少		
培训相关性: 指技能培训与所从事工作是否相关				
	不相关	0	5. 61	150
	相关	1	94. 39	2524
	缺省(未填写)	缺少		
健康状况:	很好	3	47. 98	1672
	一般	2	47. 58	1658
	较差	1	3. 79	132
	经常生病	0	0. 66	23
工作变更次数:	没变更	0	35. 15	1225
	一次	1	27. 20	948
	二次	2	19. 43	677
	三次以上	3	11. 48	400
	缺省	缺少	6. 74	235

3.2 回归结果

3.2.1 利用明瑟模型估计教育和工作年限对收入的影响

利用明瑟模型将教育年限、工龄对收入的影响进行估计。考虑到城镇职工收入中有些样本含有工资外收入部分,而且该项收入对总收入的影响不可忽视,因此我们分别就工资收入对数和总收入对数进行估计。本文仅列出全部收入对数的回归结果,对于工资收入对数的相关回归结果及讨论参见侯风云等的课题结项报告。^①

表 3 各变量对总收入对数的回归结果						
因变量	自变量	系数	标准误差	Beta	t 值	显著性水准
模型 1 $\ln y_{\Sigma}$						
(全部样本)	常数项	7.946	0.064		124.592	0.000
	S_i	9.289E-02	0.004	0.483	29.288	0.000
	E_i	4.259E-03	0.004	0.013	0.229	0.819
	E_i^2	-1.582E-04	0.000	-0.010	-5.182	0.855
F= 351.232	df= 3481	sig.= 0.000	R ² = 0.233	调整后的 R ² = 0.232		
模型 2 $\ln y_{\Sigma}$						
(男性样本)	常数项	8.205	0.084		97.583	0.000
	S_i	9.035E-02	0.005	0.443	20.518	0.000
	E_i	4.181E-03	0.005	0.058	0.803	0.422
	E_i^2	-5.256E-05	0.000	-0.027	-0.363	0.717
F= 187.498	df= 2147	sig.= 0.000	R ² = 0.208	调整后的 R ² = 0.207		
模型 3 $\ln y_{\Sigma}$						
(女性样本)	常数项	7.679	0.096		79.962	0.000
	S_i	9.475E-02	0.006	0.529	20.652	0.000
	E_i	1.065E-03	0.006	0.150	1.705	0.088
	E_i^2	-3.316E-04	0.000	-0.155	-1.745	0.081
F= 176.971	df= 1333	sig.= 0.000	R ² = 0.285	调整后的 R ² = 0.284		

总收入包括工资外的各项福利收入,这些收入一般在国有企事业单位和私营企业的业主中发生,将全部收入对教育年限和工龄进行回归,并与工资收入的回归进行比较,结果如下:

^① 侯风云等,《中国人力资本投资与城乡就业相关性研究》,2004,10,全国社科基金课题报告。由于篇幅所限,本文涉及将不同人力资本要素对总收入对数影响系数与对工资收入对数影响系数进行比较时,均没有给出工资收入对数的影响系数,因此均需参考上述研究报告。

各模型的 F 值全部通过检验,且都在 0.000 的水平下显著。但教育对收入的影响系数远远大于工龄对收入的影响系数。在模型 1 中教育年限对收入的影响是显著的,而工龄对收入的影响系数很小,且没有通过 t 检验;工龄平方对收入的影响系数更小。工龄对收入的影响远远落后于教育对收入的影响。在模型 2 的男性样本中,教育年限对于男性总收入的影响系数为 0.09035,略低于全部样本 0.09289 的水平,t 值通过检验。工龄和工龄平方对收入的影响则很小,且全部未能通过检验。在模型 3 对女性样本的回归中,教育年限的回归系数为 0.09475,该值比全部样本高出 0.186 个百分点。工龄及工龄平方对收入的影响则很小,而且全部未能通过检验。

3.2.2 使用线性对数模型将人力资本其他投资形式对收入的影响进行估计

我们引入虚拟变量,使用线性对数模型(2)、(3)将人力资本要素的其他形式:培训和“教育类型”即普通教育和职业教育及身体健康状况对城镇劳动力收入产生的影响进行估计。其回归结果见表 4:

表 4 各变量对总收入对数的回归结果

模型	因变量	自变量	系数	标准误差	Beta	t 值	显著性水准
模型 1 (i 为全部样本) F= 33.992	ln y ₂	培训:					
		常数项	9.352		0.023	399.203	0.000
		培训= 1	0.156	0.027	0.098	5.83	0.000
		不培训= 0					
		sig. = 0.000					
模型 2 (i 为全部样本) F= 6.819	ln y ₂	教育类型:					
		常数项	9.474	0.019		512.040	0.000
		职业教育= 1	− 9.892E− 02	0.035	− 0.058	− 2.514	0.012
		普通教育= 0					
		df= 1902	sig. = 0.012				
模型 3 (i 为全部样本) F= 18.738	健康状况:	常数项	9.342	0.149		62.839	0.000
		“很好”= 1	0.205	0.150	0.153	1.368	0.172
		其他为 0					
		“一般”= 1	7.940E− 02	0.150	0.059	0.531	0.596
		其他为 0					
		“较差”= 1	− 0.157	0.159	− 0.045	− 0.986	0.324
		其他为 0					
		df= 3484	sig. = 0.000				

* 关于教育类型的分析,我们只在“城镇职工收入与相关资料调查”中做了相关调查,而在其另外的关于“城镇职工就业转变情况调查”中则没有就此变量进行调查,所以这里的分析样本相应少些。

从以上 3 个模型的回归结果看,模型 1 是关于培训状况对总收入对数的回归模型。该模型通过 F 检验,其变量的 t 值也超过其临界值,且都在 0.000 水平下显著。模型 2 是关于教育类型对总收入的回归模型。该模型 F(1, ∞) 的临界值为 6.63,模型 2 回归得到的 F 值为 6.819,超过临界水平,在 0.012 水平下显著。模型 3 是关于职工身体健康状况对总收入的回归模型。该模型通过了 F 检验,且都在 0.000 水平下显著,说明健康状况对于收入的影响是显著的。但是在对不同的健康状况进行回归时发现,虽然回归系数

较高,但t值和显著性水平不高,也说明不同的健康状况对于收入的影响虽然有差别,但影响概率不大。

由于三个模型的自变量全部为虚拟变量,因此其系数需要进行相应处理。我们采用霍尔沃森和帕姆奎斯特的方法即虚拟变量系数的反对数减1为该变量对因变量的相对变化。^[13](第518页)]

模型1回归系数的处理结果为0.1688,对于总收入来讲,接受培训比不接受培训其影响程度更大。模型2回归系数的处理结果为一0.104,接受职业教育与普通教育收益率相比,回归系数少0.0104,从回归系数的t值看,2.514大于自由度为∞显著性水平为0.01的临界值2.326,就是说,该系数是统计显著的(亦即显著不为零)。

其次,就业转变作为人力资本投资的一个重要组成部分,它对收入的影响必须加以考虑。关于就业转变对收入的影响,利用模型(2)和模型(4)从以下两个方面进行估计:

第一,利用模型(4),估计每发生1次就业转变对总收入可能产生的影响。

第二,利用模型(2),估计发生就业转变比不发生转变对总收入产生的影响。

以上两方面的估计结果列表如下:

表5 就业转变对于总收入对数的估计结果							
模型	因变量	自变量	系数	标准误差	Beta	t值	显著性水准
模型1 (i为全部样本)	ln y _{2i}	就业转变:					
		常数项	9.395	0.019		492.548	0.000
		发生就业转变=1	0.119	0.024	0.085	5.010	0.000
		未发生就业转变=0					
		F=25.099	df=3484	sig.=0.000			
模型2	ln y _{2i}	就业转变:					
		常数项	9.428	0.016		588.116	0.000
		转变次数	3.862E-02	0.010	0.066	3.891	0.000
		F=15.141	df=3484	sig.=0.000			

模型1回归结果表明,发生就业转变对于总收入的影响是显著的。该模型通过F检验,其变量的t值也超过其临界值,且都在0.000水平下显著。对模型1回归系数进行霍尔沃森处理,结果为0.1264,说明就业转变对总收入变量的影响,相对于不发生就业转变而言,能使收入增加12.64%。

从模型2的回归结果看,该模型通过了F检验,其变量的t值超过其临界值,且都在0.000水平下显著。模型2的回归系数为0.03862,说明每增加一次转变都能使收入增长3-4个百分点。

4. 结果讨论

4.1 城镇教育收益率明显提高,工龄收益率明显降低,论资排辈的现象得到了根本性的扭转

我们的研究显示了我国城镇教育收益率出现了递增的趋势,呈现出一个与以往研究很不相同的结果,这就是教育收益率明显提高,而工龄收益率开始大幅度降低。从教育收益率看,我们所估计的全部城镇样本的工资收入教育收益率为8.564%,全部收入教育收益率为9.289%,这一估计结果明显高于表6所列以往研究结果,充分显示出近年来教育对收入的影响是显著的。

由于使用不同的方法会得出不同的结果, 因此我们只对使用明瑟收入函数法的相关研究进行比较。

表 6 不同研究对我国的城镇教育收益率估算结果列表

研究者	样本区	样本数	资料反映时间	样本分布	教育收益率(%)
Jamison	甘肃	2154	1985	男性比为 49. 7	城镇:
Gaag 1987 ^[4]	徽县				男 4. 5, 女 5. 6
Byron	南京	800	1986	样本均为成年人	3. 74
1990 ^[2]					
李实、李文彬	全国	17981	1988	样本广泛	城镇: 3. 8, 小学 2. 667, 初中 3. 378, 高中 3. 852, 大学 4. 484;
1994 ^[16]					
劭利玲	北京天津	3000	1990	57 家国有企业高中以上文化程度	平均: 0. 75, 小学 2. 29, 初中 0. 24, 高中 0. 79, 大学 2. 5
1994 ^[4]	长沙等市			职工 63. 23%	
诸建芳等	鲁晋豫冀	9432	1992	涵盖 8 个所有	基础教育: 1. 8, 男 2. 1, 女 1. 6
1995 ^[5]	吉 12 省			盈利性行业,	专业教育: 3. 0, 男 2. 9, 女 3. 1
Xie Hannum	中国城市	未知	1988	未知	男: 2. 2, 女: 4. 5
1996 ^[16]	住户				
赖德胜	全国	11763	1995	中企职工为 27. 3%	平均: 5. 73, 男: 5. 14, 女: 5. 99
1998 ^[6]	11 省市			外企职工为 1. 27%	
陈晓宇等	我国城市	7590	1996	包括文盲、中专	初中: 3. 59, 高中: 4. 19 大专:
2000 ^[7]	样本				4. 67, 本科: 6. 58, 平均: 5. 3
于学军	广东 湖南	4743	1986- 1994	样本均为城市居民,	男: 3. 6- 6. 7
2000 ^[8]	四川	5167		男性平均为 1/ 2 强	女: 5. 6- 9. 9
		5600			
李实、丁赛	全国	13544	1999	城市样本	大学以上: 1. 03; 大专: 0. 79 中专,
2003 ^[17]	13 城市				中技或职高: 0. 5974 高中: 0. 4822
					初中: 0. 3241 全部: 8. 10

从工龄收益率和教育收益率的比较看, 人力资本理论认为, 教育的收益率应该占主要地位。国外的一些学者通过调查资料证实, 劳动者的收入会受到其他非教育因素的影响, 劳动者的收入差别只有 3/5 是由受教育程度不同引起的。因此, 工龄的收益率应该小于教育收益率。但是, 中国以往研究的结果是教育收益率低于工龄收益率。如 1986 年 Byron 的研究表明, 教育的收益率为 3. 74%, 而工龄收益率为 4. 86%。1994 年李实、李文彬等人的研究结果是城镇教育收益率为 3. 8%, 工龄收益率则为 4. 6%。这从侧面反映了 20 世纪 80 年代我国的工资政策和工资机制的反常状态, 也是未改革时期和改革初期的写照。这也许说明了我国存在着教育的质量不高, 就业过程中的专业不对口, 职工知识老化和缺乏人力资本更新动力等问题。另外, 诸建芳对 1992 年 12 个省的资料回归分析得出工龄收益率小于教育收益率, 赖德胜对 1995 年全国城镇收入资料的分析也证明无论男女, 也无论是全民所有制企业还是外资企业, 教育收益率都高于工龄收益率。我们的研究结果则进一步表明, 教育收益率远远高于工龄收益率, 工龄对收入的影响远远落后于教育对收入的影响。这充分说明我国的改革开放对规范劳动力市场供需机制、企业用工机制等起到了一定的作用, 原来在企业(尤其是国有企业) 中“论资排辈”的现象已经有很大程度的改进。

4.2 城镇教育收益率远远高于农村, 但与其他国家的估计结果相比, 教育收益率仍然偏低

我们对农村教育收益率的估计结果是 3. 655%。本文对城市教育收益率的估计结果则为 9. 289%, 表明城镇教育收益率远远高于农村水平。但与其他国家的估计结果相比, 教育收益率仍然偏低。Psachropoulos 认为, 教育收益率的范围应该界定在 5. 9%(加拿大) 和 22. 8%(马来西亚) 之间。发展中国家的平均教育收益率为 14. 4%, 应该高于发达国家平均水平 7. 7%。但是, 从对中国的研究结果看, 教育收益率大多不超过 5%, 只有少数研究的收益率超过 6%。所有关于城镇教育收益率资料显示, 最高不超过 10%。我国的教育收益率在十几年内有上升的趋势, 但是平均变化比较平缓, 而且呈现了较大的地区和行业差距。

4.3 女性的教育收益率高于男性教育收益率

在性别差异对收入的影响上, 我们的估计结果进一步证明了女性接受教育相对于男性而言是一件更

划算的事情。在以上所列文献中,于学军、李实和李文彬、赖德胜、Jamison 和 Gaag 和 Johnson 和 Chow^[18] 的估计结果都显示出,女性的教育收益率一般要高于男性的教育收益率,而且随着时间的推移,妇女的教育收益率越发具有吸引力。

我们的研究结果也显示了这一特征,即女性教育收益率比男性教育收益率高。从对总收入的回归结果看,男性教育收益率为 9.035%,低于全部样本的 9.289%的教育收益率 0.254 个百分点,女性教育收益率为 9.475%,高于全部样本 9.289%的教育收益率 0.186 个百分点。

4.4 普通教育比专业教育具有更高的教育收益率

诸建芳、王伯庆和使君多福^[9] 及 Ying Chu Ng 和 Chiu Ming Leung^[19] 等在研究教育收益率的过程中,将教育类型按基础教育和专业教育做了分类,认为职业教育的回报率比文化教育的回报率高。我们的研究将教育类型按普通教育和专业技能教育进行分类,结果显示,当与总收入对数进行回归时,接受普通教育的平均收益率为 9.474%(常数项),接受职业教育与普通教育收益率相比少 10.40%,t 值=2.514 并在 0.012 的显著性水平下通过检验,就是说,该系数是统计显著的。两种类型教育中接受教育的收益率是有差距的。

与对工资收入的回归结果相比,更加体现出普通教育对工资外收入具有较大的影响。其可能的解释是,在中国接受普通教育比接受职业教育,更能获得较高的学历,同时可以进入能够获取较多工资外收入的行业或领域。而接受专业技能教育则一方面由于专业技能教育体制不完善,高等技能教育学院尚未建立,从而使接受中等技能教育的学生很难进入高等院校接受更高水平的教育;另一方面则是接受专业技能教育的劳动力一般都就业于企业单位,在近年的经济转型中,企业中的工资外收入相对较少。

4.5 接受培训与不接受培训相比具有更高的收益

在对培训变量的系数进行处理后,求得“培训”对于总收入对数的系数为 0.168826,从而接受培训比不接受培训的平均年总收入多 16.88%。

这说明培训对于收入的影响是显著的。从教育收益率看,我们所估计的全部收入的教育收益率为 9.289%。而参加培训比不参加培训则可以提高 16.88%的收入,说明接受培训相对于增加一年的教育而言可以获得更多的收入。当然培训的收益需要以一定教育年限为基础,对文盲进行的培训通常不会产生相应的收益率。

4.6 职工健康状况和就业转变对收入的影响

我们的分析结果显示,城镇职工身体健康状况对总收入的影响是显著的。但是在对不同的健康状况进行回归时发现,虽然回归系数较高,但 t 值和显著性水平不高,也说明不同的健康状况对于收入的影响虽然有差别,但影响概率不大。

在研究劳动力流动对收入影响的文献中,多偏向于农村样本。关于城镇职工就业转变对收入影响的文献我们没有发现。本文的实证分析表明,就业转变对于城镇职工工资收入和总收入的影响是显著的。

从发生就业转变与不发生就业转变看,对收入的影响体现在:发生就业转变比不发生就业转变能够使工资收入增加 12.64%。而从就业转变次数对于收入的影响看,每增加一次就业转变可以使总收入增加 3.862%,说明每增加一次转变都能使收入增长 3—4 个百分点。但是这一回归结果不能说明,就业转变次数越多,收入就越多,我们可以通过进一步的回归分析确定在就业转变次数多大时收入增加最多。

5. 结 论

第一,工龄收益率远远低于教育收益率虽然体现出教育对收入的价值,但工龄收益率的明显降低,也从另一方面说明,中国的体制转型过程中,职工的流动性明显增加,这虽然对于劳动力或人才资源的有效配置起到较好的作用,但频繁的工作变动有可能使工作经验积累所导致的人力资本量降低,从而影响整体人力资本效能的发挥。从中国企业员工的流动现状看,人员的流动比率远远高于一些市场经济较发达的国家,这不能不引起我们的重视。一个企业发展中雇员的相对稳定无论对于用人单位,还是对于职工个人而言,都是很重要的。

第二,培训对于收入的影响是显著的,政府和企业增加对于培训的支出,可能是一项既有利于职工又有利于企业和国家的一项重要的人力资本投资形式,需要引起政府和企业的关注。

第三, 职业教育收益率低于普通教育收益率的原因体现在职业教育较多停留在中等教育阶段, 职业教育的质量和实际与社会的需要也有差距, 用人单位的用人观念可能也存在着一定的问题。总之, 职业教育的收益率低并不能说明职业教育相对于普通教育不适合社会的需要。进一步的建议是, 完善职业教育体制, 提高职业教育的质量和水平, 转变企业的用人观念, 随着用人单位从重学历向重技能观念的转变以及企业效益的增加, 职业教育收益率将会进一步提高。

参考文献:

[1] 侯风云. 中国农村人力资本投资收益率研究[J]. 经济研究, 2004, (12): 75-85.

[2] Byron, Raymond P., and Evelyn Q. Manaloto. Returns to Education in China[J]. Economic Development and Cultural Change , 1990, 38(4): 783-796.

[3] 朱国宏. 中国教育投资的收益: 内部收益率的衡量[J]. 复旦教育, 1992, (3): 55-59.

[4] 邵利玲. 国有企业内部职工个人收益差异的因素[A]. 杜海燕. 管理效率的基础: 职工心态与行为[C]. 上海: 上海人民出版社, 1994.

[5] 诸建芳, 王伯庆等. 中国人力资本投资的个人收益率研究[J]. 经济研究, 1995, (12): 55- 63.

[6] 赖德胜. 教育、劳动力市场与收入分配[J]. 经济研究, 1998, (3): 48-53.

[7] 陈晓宇, 闵维方. 我国高等教育个人收益率研究[J]. 高等教育研究, 1998, (6): 33-37.

[8] 于学军. 城市经济转型时期人力资本回报率研究[J]. 市场与人口分析, 2000, (1): 2-11.

[9] Margaret Maurer-Fazio. Differential Rewards to, and Contributions of, Education in Urban China's Segmented Labor Markets [J]. Journal of Economic Literature Classification Codes , 2002, June 2,: J20, J22, J31, J64, J71, O15, O53, P23, P36.

[10] 张宏伟. 硕士论文“ 人力资本投资收益率及相关状况研究”. 中国期刊网 \硕士论文库. 2003 年.

[11] Polacheck, S and J.J. Heckman. Empirical Evidence on the Functional form of the Earnings School relationship [J]. Journal of the American Statistical Association, 1974, 69: 350-354.

[12] Schultz, T. Paul. Investments in the schooling and health of Men and Women: Quantities and Returns[J]. The Journal of Human Resources , Fall 1933, 28(4). 23. Strauss and Thomas, 1995. Human Resources: Empirical Modeling of Household and Family decisions[A]. J. Behrman and T. N. Srinivansan, ed Handbook of Development Economics [M]. Vol III 1, Elsevier Science Publishers, B. V, 1995.

[13] 古扎拉蒂. 计量经济学[M]. 林少宫译. 北京: 中国人民大学出版社, 2000.

[14] Jamison, D. and Gaag, J. . Education and earnings in the People's Republic of China[J]. Economics of Education Review , 1987, 6(2).

[15] 李实, 李文彬. 中国教育投资的个人收益率的估计[A]. 赵人伟等. 中国居民收入分配研究[C]. 北京: 中国社会科学出版社, 1994.

[16] Xie, Yu and Emily Hannum. Regional Variation in Earnings Inequality in Reform-Era Urban China[J]. American Journal of Sociology, 1996, (101).

[17] 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): 55- 72.

[18] Johnson, Emily N., and Gregory C. Chow. Rates of Return to Schooling in China[J]. Pacific Economic Review , 1997, (2): 101-113.

[19] YingChu Ng and ChiuMing Leung. The Dynamic Changes in the Rate of Return to Education in China During Post-reform Period[Z]. BRC Working Papers. Department of Economics. Hong Kong Baptist University . Series No. CP 2002, (05).

(责任编辑: 邵世友)