

## 农村外出劳动力收益与人力资本 状况相关性研究\*

侯风云

(山东大学经济学院, 山东 济南 250100)

**摘要:**文章就中国农村外出劳动力收益与其内含的人力资本状况进行相关性研究。关于外出劳动力我们定义为在城市从业但不具有城市户口的农村劳动力,即农村外出劳动力。该项研究依据的数据资料是课题组在2002年夏秋进行的全国性典型调研。在对数据进行分析的基础上,讨论了中国农村外出劳动力的人力资本状况,并使用计量经济学的相关模型和方法估计了农村外出劳动力不同形式人力资本对收益产生的影响。文章最后对估计结果进行了讨论。

**关键词:**人力资本;农村劳动力;外出就业;收益率

**中图分类号:**F240 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2004)04-0088-13

### 一、问题的提出

人力资本投资包括多种形式,这些形式的投资都需要一定的载体来承担。农村劳动力(包括外出劳动力)虽然内含的人力资本量不及接受过高等教育的各种劳动力高,但从其出生到其就业都程度不同地接受过一定的正规教育,而且不同的外出劳动力可能接受了不同形式的人力资本投资。因此我们的观点是:并非只有接受高等教育的劳动力才具有人力资本。本文专门就农村外出劳动力收益与其内含的人力资本状况进行相关性研究。到目前为止,我们所见到的相关文献是,赵耀辉(1997)探讨了农村劳动力不同人力资本状况对外出行为的影响,都阳(1999)研究了教育对贫苦地区农户非农劳动供给的影响,De Brauw, A D, Rozelle, S D 和 Taylor, J E(2001)估计了中国外出移民对家庭收入的影响。Benjamin 等(2000)讨论了中国农村劳动力的人力资本、劳动力市场和不确定性问题。Meng, Xin 和 Junsen Zhang(2001)研究了中国城市中的两类不同劳动力市场的工资差别。

我们认为,在中国对人力资本与收入的相关性研究中,有两点必须明确:

收稿日期:2003-12-22

基金项目:国家社会科学基金资助项目(01BJL001)

作者简介:侯风云(1965—),女,河北肃宁人,山东大学经济学院教授,经济学博士。

第一,研究人力资本投资收益率不仅需要考察教育收益率,而且需要考察工龄和身体健康状况及培训等对收益率的影响。如果仅考察教育收益率就需直接界定相关研究就是对教育收益率的考察,而不能说成是对人力资本收益率的考察。

第二,中国的经济结构呈现着明显的三元化特征:即城市经济、农村工商业经济及农业经济。由于不同经济的技术水平不同,对人力资本需求的层次和量就有所不同,由此引起的收入差距也会有显著不同。对中国而言,农村劳动力占全部总劳动力的数量达70%,如果仅以城市职工的教育收益率来代表整个中国的教育收益率,显然不能反映全国的情况。因此我们认为,在中国对人力资本投资收益率的研究中需要针对不同的社会群体特征进行分类研究。

对于中国农村外出劳动力就业收益与人力资本状况的相关性研究,由于涉及到收益统计和调查的困难,人们一直没有进行准确地研究。本文以农村外出劳动力作为调查对象,对外出收益和受教育年限、接受培训状况、健康状况等进行调查,并在此基础上运用明瑟模型及扩展的明瑟模型以及其他的线性对数模型、收入与培训经费支出的双对数模型对人力资本投资不同要素与收益的相关性进行估计。

## 二、外出农村劳动力的人力资本状况及相关数据分析

### 1. 数据概述

我们的调查涉及山东、河北、江西等15个省市。所有样本均取自2002年9~10月在城市打工的农村劳动力,样本量最大的几个省份为山东、河北、江西、河南、黑龙江、甘肃等。总共有有效样本为2477人,其中女性为832人,男性为1645人。

### 2. 外出打工劳动力的人力资本状况优于农村劳动力整体的人力资本状况

调查结果显示,农村外出劳动力与仍在农村的劳动力相比,人力资本含量要高得多<sup>①</sup>,主要表现是:年纪轻,文化程度高(相对于现在仍在农村从业的劳动力),身体状况好,接受培训的比例高。

被调查样本的平均年龄为26.385岁,低于同一时期课题组在农村进行的“关于农村劳动力外出打工意愿调查”<sup>②</sup>中30.5岁的平均年龄,更低于全部农村劳动力样本35.83岁的平均年龄,说明年纪较轻的劳动力更愿意选择外出打工就业。

在对已外出的农村劳动力的文化程度调查中,文盲、小学程度的人口为230人,占外出打工人口总数的9.29%;初中毕业和肄业生为1326人,占全部外出人口的53.53%;高中、中专毕业及肄业生为834人,占外出打工人口总数的33.70%;86人为大专和大学本科毕业和肄业生,占外出打工人口总数的3.47%。

在对农村劳动力外出打工意愿的调查中我们发现,文盲、小学程度为 761 人,占总调查人数的 14.19%,初中为 2 677 人,占总调查人数的 49.91%,高中为 1 266 人,占总调查人数的 23.60%。显然外出人口的劳动者文化素质高于在家的劳动力素质。

从外出劳动力的健康状况看,10 人经常有病,35 人较差,946 人一般,1 486 人很好,在外出打工人员中 60% 的人身体状况都很好。

在外出人员培训状况的调查中发现,只有 753 人在打工前接受过专门的培训,有 1 722 人没有接受过培训,接受培训的人数占外出人数的 30.41%。在接受培训内容调查中,我们列举了以下项目:农业科技、法制教育、文化扫盲、工业技术、就业技能、其他等 6 项,其中有 47 人接受的是农业科技培训,而他们在外出后都相继放弃了农业生产,改为从事工业、建筑、服务等行业的工作,所以这部分培训对于在城市打工的民工而言,无论从收入上,还是从就业能力上都没有起到应有的作用;53 人接受的是法制教育,应该说这一培训对于提高民工的素质是有帮助的;有 9 人接受的是文化扫盲教育,占全部培训人口的 1.19%,这说明农村的人口素质已有很大提高,文盲人口所占比重已大大下降,尤其是在年轻的劳动力人口中,文盲人口所占比重很小;有 170 人参加过工业技术培训,这一部分培训对于民工的就业和收入起到了重要作用;有 419 人接受了就业技能的培训;有 53 人接受了其他形式的培训。在进一步的回归分析中我们发现其他培训和工业技术培训对于增加民工收入起了重要作用,该作用甚至大于正规教育所起的作用。另外有 9 人参加过多种形式的培训活动。

在培训效用的调查中我们发现,516 人认为培训对于外出打工是有效用的,这种效用包括增加收入和容易找到工作;有 35 人认为没有用;207 人认为有点用。占 68.07% 的人肯定了培训对于打工的作用。从这一结果看,培训对于农民工外出打工是有很大的作用的,但仍有 31.93% 的人认为培训对于打工只有一点作用或根本没有作用,这说明对农民工的培训需要在培训项目和培训力度上作进一步调整。

### 3. 外出打工劳动者的收入状况

关于外出打工劳动力的收入数据,我们取月收入,这主要是考虑到有些劳动力不是常年在外打工,而是农闲出,农忙回,一年中有几个月在外打工,有一定时间在家务农,因此估计打工者的收入与相关因素的关系时我们只取月收入,即以打工者在外打工的月收入为依据。在调查样本中我们发现,打工者的收入差距很大,月收入最小值为 100 元(我们忽略了几个尚未找到工作的样本,即月收入为 0 的样本),最大值为 1 800 元,平均月收入为 597 元。我们对外出打工者原在家的年收入进行调查,其收入差距更大,年收入最小值为 0,最大值为 20 000 元,年均收入为 1 574 元,因而,外出的收入远远大于在家的收

人。有些打工者的外出收入虽然不如在家收入多,但他们外出打工的目的多是为了改变生活方式和寻求进一步发展,直接目的不是为了获得相应经济收益,这些调查对象多为 23 岁以下的农村青年。

#### 4. 外出打工收入与相关因素分析

在对外出收入与人力资本相关因素进行回归建模以前,我们首先根据经验和理论的理解,将相关因素纳入到对外出收入的相关性分析中去,考察不同因素对外出收入影响的相关系数(皮尔逊系数),相关分析结果如下:

	外出收入								
外出收入	1.000 (2388)	教育年限							
教育年限	0.195** (2388)	1.000 (2389)	工龄						
工龄	-0.74** (2387)	-3.32** (2388)	1.000 (2388)	外出前培训					
外出前培训	0.206** (2388)	0.247** (2389)	-0.081** (2388)	1.000 (2389)	外出时间				
外出时间	0.020 (2337)	0.005 (2338)	-0.028 (2337)	0.027 (2338)	1.000 (2338)	性别			
性别	0.213** (2387)	0.057** (2388)	0.053** (2388)	0.094** (2388)	0.036 (2337)	1.000 (2388)	婚姻		
婚姻	-0.035 (2372)	-0.085** (2373)	0.046* (2372)	-0.038 (2373)	0.039 (2325)	-0.012 (2372)	1.000 (2373)	健康状况	
健康状况	0.492** (2367)	0.627** (2368)	-0.235** (2367)	0.294** (2368)	0.052* (2318)	0.248** (2367)	-0.067** (2352)	1.000 (2368)	外出前培训
培训费用	0.165** (2379)	0.176** (2380)	-0.064** (2379)	0.186** (2380)	0.033 (2330)	0.182** (2379)	-0.015 (2365)	0.346** (2362)	1.000 (2380)

\*\*表示在 0.01 水平下显著相关;

\*表示在 0.05 水平下显著相关;

表中括号内数据为该变量考察的样本数。

从以上结果可以看出,在所列各因素中,外出打工收入与受教育年限、工

龄、外出前是否接受培训、性别、健康状况都高度相关,而与外出时间、婚姻等相关性不太大。在相关分析中,外出劳动力所受教育与工龄是显著负相关,但与外出前培训显著正相关,同时与培训支付的费用显著正相关,而且教育与外出劳动力的健康状况显著相关,这些进一步说明提高教育水平,有助于改善农村外出劳动力的培训状况及健康状况。因此我们一方面需要将以上高度相关的因素纳入到人力资本对外出收入的回归模型中进行分析,另一方面由于构成人力资本的各因素之间有显著相关性,因此我们不能将之同时纳入到一个模型中进行分析,后面的模型设定也显示了这一问题。

### 三、人力资本各要素对外出收益率的影响:估计模型与结果

#### 1. 估计教育收益率与工龄收益率:模型与结果

##### (1)模型选择

在相关变量分析中,我们取以下变量:因变量为在外月收入;自变量为教育年限、工龄年限。

首先使用明瑟收入模型做初步估计,并采用怀特方法进行异方差检验,结果发现存在着严重的异方差性,因此需要对模型进行调整,以消除异方差性。

明瑟模型的一般形式为:

$$\ln y = \alpha_0 + \alpha_1 S + \alpha_2 E + \alpha_3 E^2 + u \quad (1)$$

其中: $\ln y$  为农村外出劳动力打工月收入的对数;

$\alpha_0$  为  $\ln y_0$ ;

$S$  为教育年限;

$E$  为工龄;

$E^2$  为工龄平方。

将模型(1)两边各变量同时除以  $Y$  的期望值,模型变换为:

$$\frac{Y_i}{E(Y_i)} = \frac{\alpha_0}{E(Y_i)} + \alpha_1 \frac{S_i}{E(Y_i)} + \alpha_2 \frac{E_i}{E(Y_i)} + \alpha_3 \frac{E_i^2}{E(Y_i)} + \frac{u_i}{E(Y_i)} \quad (2)$$

其中,  $Y_i = \ln y_i$ 。

将模型(2)进一步调整,得到模型(3):

$$\frac{Y_i}{E(Y_i)} = \alpha_0 \frac{1}{E(Y_i)} + \alpha_1 \frac{S_i}{E(Y_i)} + \alpha_2 \frac{E_i}{E(Y_i)} + \alpha_3 \frac{E_i^2}{E(Y_i)} + v_i \quad (3)$$

其中,  $v_i = \frac{u_i}{E(Y_i)}$ , 则可表明  $E(v_i^2) = \sigma^2$ , 即干扰项  $v_i$  是同方差性的,从而回归模型(3)可以满足经典性回归模型的同方差性假定。

由于  $E(Y_i)$  依赖于未知的  $\alpha$  各值,而继续变换模型(3)是不可操作的。

由于:

$$\hat{Y}_i = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 S_i + \hat{\alpha}_2 E_i + \hat{\alpha}_3 E_i^2 + u_i \quad (4)$$

这是  $E(Y_i)$  的一个估计量。因此,我们按以下两步进行:

第一,暂且忽略异方差性的问题,对模型(1)作平常的 OLS 回归并获得  $\hat{Y}_i$ , 然后利用估计得到的  $\hat{Y}_i$  作如下的模型变换:

$$\frac{Y_i}{\hat{Y}_i} = \alpha_0 \frac{1}{\hat{Y}_i} + \alpha_1 \frac{S_i}{\hat{Y}_i} + \alpha_2 \frac{E_i}{\hat{Y}_i} + \alpha_3 \frac{E_i^2}{\hat{Y}_i} + v_i \quad (5)$$

其中,  $v_i = \frac{u_i}{\hat{Y}_i}$ 。

第二,对模型(5)进行回归,在这里,虽然  $\hat{Y}_i$  并不正好等于  $E(Y_i)$ , 但  $\hat{Y}_i$  是一致性估计量;当样本不断地增大时,它们将趋于  $E(Y_i)$ 。因此我们利用模型(5)对系数进行估计。

(2)估计结果:

$$\begin{aligned} \frac{Y_i}{\hat{Y}_i} &= 5.927 \frac{1}{\hat{Y}_i} + 0.03654 \frac{S_i}{\hat{Y}_i} + 0.006235 \frac{E_i}{\hat{Y}_i} - 0.000155 \frac{E_i^2}{\hat{Y}_i} \quad (6) \\ \text{se.} &= (0.042) \quad (0.004) \quad (0.002) \quad (0.000) \\ t &= (139.733) \quad (9.898) \quad (2.557) \quad (-2.182) \\ \text{sig.} &= (0.000) \quad (0.000) \quad (0.011) \quad (0.029) \\ R^2 &= 0.997, \text{调整后的 } R^2 = 0.997 \\ F &= 209\ 191.0 \quad \text{sig.} = 0.000 \quad \text{样本总数} = 2\ 385 \end{aligned}$$

由上述回归结果看出,  $R^2 = 0.997$ , 说明变换后的模型对数据拟合程度很好,同时  $F = 209\ 191$ , 远远大于各显著水平下分子自由度为 3, 分母自由度为  $\infty$  的  $F$  临界值, 因此, 完全可以拒绝零假设: 三个解释变量对因变量没有影响; 接受备择假设, 即各变量对收入均有影响。

回归系数表明, 在不考虑其他因素对收入的影响时, 每增加一年的正规教育, 可以使农村外出劳动力月收入增长 3.65%; 工龄每增长一年, 收入仅增长 0.623 5%, 工龄对收入的影响很小, 工龄平方对收入的影响是负值, 正好说明农村劳动力外出都是在年龄较小时, 年龄大的劳动力不仅不能得到相应更多的收益, 而且有时不易找到工作, 我们调查样本的平均年龄仅为 26 岁就说明了这一点。

由于外出打工劳动力的平均年龄偏低, 因此我们不准备对所有样本按年龄分组进行讨论, 但这里需要依“性别”变量对男女外出劳动力的教育收益率和工龄收益率进行比较。将样本进行分类后, 分别就男性和女性样本对模型(5)进行回归, 得到以下回归结果:

男性为:

$$\begin{aligned} \frac{Y_i}{\hat{Y}_i} &= 5.972 \frac{1}{\hat{Y}_i} + 0.0375 \frac{S_i}{\hat{Y}_i} + 0.006407 \frac{E_i}{\hat{Y}_i} - 0.000190 \frac{E_i^2}{\hat{Y}_i} \quad (7) \\ \text{se.} &= (0.051) \quad (0.004) \quad (0.003) \quad (0.000) \\ t &= (117.727) \quad (8.423) \quad (2.208) \quad (-2.248) \\ \text{sig.} &= (0.000) \quad (0.000) \quad (0.027) \quad (0.025) \end{aligned}$$

$R^2=0.997$ , 调整后的  $R^2=0.997$

F=149 490 sig. =0.000 样本总数=1 518

女性为:

$$\frac{Y_i}{\bar{Y}_i} = 5.901 \frac{1}{\bar{Y}_i} + 0.02943 \frac{S_i}{\bar{Y}_i} + 0.005909 \frac{E_i}{\bar{Y}_i} - 0.0000946 \frac{E_i^2}{\bar{Y}_i} \quad (8)$$

se. = (0.072) (0.006) (0.004) (0.000)

t = (82.007) (4.716) (1.409) (-0.768)

sig.= (0.000) (0.000) (0.159) (0.443)

$R^2=0.997$ , 调整后的  $R^2=0.997$

F=697 55 sig. =0.000 样本总数=867

从不同性别外出劳动力的教育收益率和工龄收益率的比较中可以看出, 男性外出劳动力的教育收益率为 3.75%, 女性外出劳动力的教育收益率为 2.943%, 即在农村外出劳动力中, 男性比女性平均每多接受一年教育所能得到的收入多 0.807%。工龄收益率男性也多于女性, 但由于工龄收益率本来很低, 因此相差数字并不十分明显。

### 2. 估计外出时间对劳动力收益的影响: 模型与结果

现在我们不考虑工龄收益率, 只考察教育年限和外出时间对收入对数的影响系数。在这里, 外出时间被定义为外出工作的月数。

由于我们在用模型(1)对各系数进行估计和用调整后的模型即模型(5)对各系数进行估计所得的教育收益率和工龄收益率相差不大, 因此在这里我们直接对模型(1)进行改进, 用 T 表示外出时间, 进而替代工龄, 得到模型(9), 并由此对教育收益率和外出时间收益率进行估算。

$$\ln y = \alpha_0 + \alpha_1 S + \alpha_2 T + \alpha_3 T^2 + u \quad (9)$$

回归结果如下:

$$\ln y = 6.001 + 0.0344S + 0.000181T + (3.841E-08)T^2 \quad (10)$$

se. = (0.034) (0.003) (0.000) (0.000)

t = (175.830) (10.018) (2.218) (-1.515)

sig. = (0.000) (0.000) (0.027) (0.130)

F=36 sig. =0.000 样本总数=2 333

由以上估计结果得出, 外出时间的长短对外出收入影响的 t 值虽然能够通过检验, 但其系数很小, 对收入的影响不明显。在这里, 由于外出时间的长短是以月为单位进行计量的, 因此每增加一个月的外出时间, 其收入仅增加 0.018 个百分点。但是如果换算成以年为单位进行计量, 则每增加一年的外出时间, 收入也只增加 0.217 个百分点, 可以看出, 外出时间对于收入的影响并不明显。教育收益率对收益的影响高度显著, 但系数为 0.0344, 即每增加一年的教育对外出收入的影响仅为 3.44%。

### 3. 培训及身体状况对外出收入的影响: 模型与结果

现在我们继续引入其他的人力资本要素,即“外出前是否接受培训”及外出劳动力的“身体状况”。估计接受培训与不接受培训对外出打工者月收入的影响及身体状况不同者对月收入的影响。将培训和身体状况等因素引进后,由于考虑异方差性问题,本文估计时将转换后的明瑟模型进行扩展,回归显示出教育年限的系数为负值<sup>⑤</sup>,这一结果并不符合我们的经验推断,即尽管外出劳动力的教育收益率偏低,但并没有低到增加教育会减少月收入的程度。因此这样的模型扩展不太可行。

从人力资本理论上讲,培训和医疗保健都是人力资本投资的重要部分,因此将这些变量纳入到对收入的影响模型中是正确的,但由于明瑟模型已做了相应的转换,在此基础上加入未经转换的变量出现了与经验不符的回归结果,因此我们将这些变量对收入的对数分别进行回归。

其计量经济模型如下:

首先,将“外出前是否接受培训”纳入到对收入的回归模型中得到:

$$\ln y = \alpha + \beta D_{1i} + \epsilon \quad (11)$$

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

对模型(11)进行回归,结果如下:

$$\ln y = 6.275 + 0.226 D_{1i} \quad (12)$$

$$\text{se.} = (0.008) \quad (0.014)$$

$$t = (806.512) \quad (15.670)$$

$$\text{sig.} = (0.000) \quad (0.000)$$

$$R^2 = 0.093, \text{调整后的 } R^2 = 0.093$$

$$F = 245 \quad \text{sig.} = 0.000 \quad \text{样本总数} = 2384$$

由上述回归结果看出,  $F = 245$ ,远大于各显著水平下分子自由度为1,分母自由度为 $\infty$ 的F临界值,而且“外出前培训”的t检验值大于任意显著性水平下的临界值,因此我们完全可以拒绝零假设:解释变量“外出前是否接受培训”对因变量没有影响;接受备择假设,即“外出前培训”对收入有显著影响。

引入虚拟变量后,外出前接受培训的收入为正,其系数为0.226,但这里特别需要说明的是,该系数不像连续变量一样直接解释为培训对该外出月收入的相对变化,需要作进一步的换算。在此我们暂不讨论。

将“外出劳动力的健康状况”纳入到对收入的回归模型中得到:

$$\ln y = \alpha + \beta_1 D_{2i} + \beta_2 D_{3i} + \beta_3 D_{4i} + \epsilon \quad (13)$$

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

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

对模型(13)进行回归,得到以下结果:



$$\begin{aligned} \ln y &= 6.138 + 0.303D_{2i} + 0.05598D_{3i} - 0.303D_{4i} & (14) \\ \text{se.} &= (0.018) \quad (0.019) \quad (0.017) \quad (0.044) \\ t &= (349.089) \quad (16.231) \quad (3.298) \quad (-6.893) \\ \text{sig.} &= (0.000) \quad (0.000) \quad (0.001) \quad (0.000) \\ R^2 &= 0.166, \text{调整后的 } R^2 = 0.165 \\ F &= 157 \quad \text{sig.} = 0.000 \quad \text{样本总数} = 2363 \end{aligned}$$

由上述回归结果看出,  $F=157$ , 远远大于各显著水平下分子自由度为 1, 分母自由度为  $\infty$  的  $F$  临界值, 而且各变量的  $t$  检验值都大于任意显著性水平下的临界值, 因此我们完全可以拒绝零假设: 解释变量“身体健康状况”对因变量没有影响, 接受备择假设, 即“身体健康状况”对收入有显著影响。

在这里, 我们利用霍尔沃斯(Halvorsen)和帕姆奎斯特(Palmquist)方法(古扎拉蒂, 2000), 求得“外出前培训”及“身体健康状况”对外出收入的相对变化。其方法是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。

利用此方法我们可以得出相关结论: 外出前接受培训比不接受培训的平均月收入多 25.36%, 身体健康状况对于外出收入的影响分别是, 身体“很好”的比“其他的”能够提高外出月收入 35.39%, “一般”的比“其他的”收入高 5.76%, 而“较差的”则比“其他的”收入低 35.39%。

#### 四、结果评论

1. 农村外出劳动力的教育收益率与以往研究相比有所提高, 但仍低于城市职工教育收益率, 也远远低于其他国家教育收益率

从以往文献看出, 绝大多数文献估计的农村劳动力的教育收益率都严重偏低。如 Jamison 和 Gaag(1987)对 1985 年甘肃省徽县数据进行估计, 户主受教育年限和家庭成年人平均受教育年限对农业产值的贡献相当小, 分别仅为 0.4% 和 2%; Parish 等(1995)对 1993 年中国农村个人收益率的估计是 1.8%~4.3%, Yang(1997)对 1990 年个人收益率的估计是 2.3%。李实和李文彬(1994)对 1988 年数据进行估计, 估算结果城镇为 3.8%, 农村为 2.0%; 钱雪亚、张小蒂(2000)对浙江省 1998 年数据进行回归, 农户的教育收益率为 1.77%。个别研究估计的教育收益率高于我们的研究结果。如 Johnson, Emily N. 和 Gregory C. Chow(1997)对中国农村劳动力教育收益率的估计结果是 4.0%。Ho 等(2001)对 1998 年中国农村劳动力的数据回归的教育收益率为 3.2%~5.1%。

根据我们所做的农村外出劳动力人力资本状况与收益相关性的估计, 得到的是如下结果: 总样本为 3.65%, 其中男性为 3.75%, 女性为 2.94%。这一结果虽然比以上估计的农村劳动力的教育收益率高, 但仍低于城市职工的教育收益率, 不足 Psacharopoulos(1994)所估计的发展中国家教育收益率的

一半,Psacharopoulos 估计的世界发展中国家的教育收益率为 10%,亚洲其他国家的教育收益率也在 9%以上,相比而言,中国农村教育收益率严重低于平均水平。

我们的调查结果显示,农村外出劳动力年工资收入平均为  $578 \times 12 = 6936$ 元,而在家的年收入平均为 1576元,外出打工收入虽低,但远远高于在家的收入,或者说由于在家的收入低,外出民工所要求的工资收入就不可能很高。而且特别需要说明的是,外出打工劳动力由于缺少必要的就业信息,常常带有盲目流动的特性,他们为了迅速找到工作以减少生活压力,往往愿意接受较低的收入。

在这里需要提到的一个文献是,Alan de Brauw 和 Scott Rozelle(2002)分析中国农村的教育收益率的结果是全体样本为 6.4%,其中在农村就业的劳动力的教育收益率为 5.2%,外出迁移者的教育收益率为 8.3%,35岁以下的在农村的劳动力的教育收益率为 10%,35岁以下的外出迁移者的教育收益率为 11.1%。

Alan de Brauw 和 Scott Rozelle(2002)所得出的农村教育收益率高的一个解释是,中国的农民有多种选择,也就是说,农村劳动力不同于城市劳动力,他们不只是在休闲与工作两者中进行选择,其选择范围一是务农,二是从事畜牧业,三是自我雇用,四是从事当地其他非农产业,再就是到外面找工作。

我们认为,在中国,农民虽然有多种选择,但近年农村非农产业发展缓慢,收入严重偏低,农业生产增收缓慢,甚至逐年下降。在农村,无论从事何种产业收入都不高,在这种情况下,即使外出打工收入低,也比在农村的收入要高得多。可以说,农村低收入是农村外出劳动力教育收益率偏低的直接原因。因为正是由于农村收入的偏低,才导致外出打工劳动力能够接受较低的收入。托达罗(1992,中译本)从农民的比较利益出发思考农村的劳动力流动问题,相比以边际生产率标准和地劳比例标准,在考虑农民的理性选择方面,更符合市场经济特征。认为由于“较高的、持久的收入的引诱,会继续吸引乡村移民流向日益拥挤的城市贫民窟”。农村劳动力是否向城市迁移,取决于所谓的“城市预期收益”,即城市就业概率的高低和城市标准工资的高低。假如失业率不变,城市实际工资越高,预期收益也就越高,城市对农村劳动力的吸引力越大,迁移规模也越大。托达罗的观点是有启发性和借鉴意义的。

## 2. 外出劳动力的教育收益率低于接受培训的收益率

根据外出农村劳动力培训状况对收入影响的回归分析,我们发现培训技能对外出打工收入的影响远远大于教育对收入的影响。接受培训与不接受培训对收入的影响要超过 25.36%,而接受一次培训的平均费用在我们的调查中是 779.53元,低于接受一年初中教育或高中教育的直接成本和间接成本之和,显然接受培训的收益大于正规教育的收益。从外出收入与接受培训和正

规教育的皮尔逊相关系数上也可以看出,二者虽然都在 0.01 的显著性水平下高度相关,但前者的相关系数为 0.206,而后者为 0.195。

在这里需要特别说明的是,我们的估计结果并不能说明外出劳动力不接受教育而只进行培训就能增加收入。事实上,如果没有以一定的正规教育为基础,对文盲进行培训显然不能达到相应的目的。我们的研究证明,在一定的正规教育的基础上,对农村劳动力进行适当的培训在经济上是划算的事情。

### 3. 身体健康状况是决定外出劳动力收入的关键因素

从外出农村劳动力的身体状况对收入的影响看,身体状况很好的劳动力比其他劳动力的收入高 35.4%,身体状况一般的劳动力比其他劳动力收入高 5.8%，“较差的”则比其他劳动力收入低 30.4%，由此也可以证明,外出农村劳动力所从事的是靠体力劳动维持收入的工作,较好的体力和身体状况是农村劳动力取得收入的根本。身体状况甚至比教育水平对收入的影响更大。

这一结果同时也说明了农村外出劳动力从事的工作多是体能型简单劳动。我们的调查显示,外出劳动力中从事建筑、保安、装修、装卸、杂工、修理、清洁、勤杂、零工、钳工、泥工、木工、卖菜等需要身体健壮工种的劳动力占调查总数的比重大于 65%,其他行业多为缝纫、制鞋、司机、文秘、美容、理发、经商等。由于外出劳动力没有任何的医疗保障,加之所从事的工种多为体力型的工作,因此身体健康状况成为决定其收入多少的重要因素。由于身体健康状况决定外出劳动力的收入,因此,在外出劳动力调查中,其平均年龄仅为 26 岁,这一年龄正是身体健壮的年龄。而且在我们的估计中,外出劳动力的工龄收益率仅为 0.6235%,工龄平方的收益率为负值,工龄与年龄高度相关。工龄增大,年龄就增大,从而体力就下降,因而在这种体力型的工作中,收入就会相应下降。

## 五、结 论

教育收益率低与城市政府对农村劳动力的限制政策相关,有些城市政府为了保护城市中下岗工人的利益,尽量限制某些能够有较高收入和需要较多技术、技能的行业和企业雇用农民工,这样农民工能够进入的行业多是城市工人不愿从事的行业,而且不需要太多的技能和教育,这样即使有较好的教育,也不能得到相应的收入。Benjamin 等(2000)从劳动力市场分割的角度分析了农村人力资本收益率低下的原因。

另外,收益率低可能与教育的类型即应试正规教育及教育的质量有关。明瑟模型的一个显著问题是只考虑教育的年限及工龄的年限,而没有就教育的类型及质量进行区分,现在国内外不同的研究已经开始考虑不同教育水平的教育收益率。即区分小学教育、初中教育和高中教育的收益率;诸建芳等(1995)估计了专业教育和普通教育的收益率。

教育质量可能也是影响教育收益率的一个重要因素。Alan de Brauw 和 Scott Rozelle(2002)将教育质量这一因素考虑进来对明瑟模型进行调整,进行回归的变量有师生比、班级平均规模、人均教育经费、教师工龄等。如果考虑教育质量,农村劳动力外出收益率低可能与农村教育质量密切相关。增加政府对农村教育的投入,提高农村教育质量,对于提高农村劳动力的就业竞争力,从而增加收入至关重要。

通过政府力量建立健全城乡一体化的农村劳动力培训体系对于增加农村劳动力外出就业机会和提高收入是非常必要的。

\* 本项研究为侯风云教授主持的国家社会科学基金课题“中国人力资本投资与城乡就业相关性研究”(项目编号:01BJL001)的阶段性成果。该项调研组织者为山东大学经济学院侯风云,外语学院王宜,济南大学社科学院王东升,河北师范大学政教系王秀玲,江西师范大学马列部孟凡昆,兰州大学法律系胡晓红。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,山东大学经济研究中心的张宏伟完成。

**注释:**

- ①课题研究中我们对外出劳动力和仍在农村的劳动力收入与人力资本投资等因素的相关性分别进行了调查。
- ②相关研究中我们对农村中尚未外出劳动力的外出打工意愿及相关的人力资本状况进行了调查。
- ③其具体估计模型和结果详见 2003 年“第三届中国经济学会年论文”。

**参考文献:**

- [1]Alan de Brauw, Scott Rozelle. Reconciling the returns to education in rural China [B/J]. [www.williams.edu/Economics/FACULTY/de\\_Brauw.htm](http://www.williams.edu/Economics/FACULTY/de_Brauw.htm), 2002.
- [2]Simon, Appleton, Simon et al. . Towards a competitive labour market? Urban workers, rural migrants, redundancies and hardships in China [D]. Institute for Contemporary China Studies Working Paper. Nottingham: University of Nottingham, 2002.
- [3]Benjamin, Dwayne, Loren Brandt et al. . Markets, human capital, and inequality: Evidence from rural China [D]. Working Paper, Partment of Economics, University of Toronto, 2000.
- [4]De Brauw A D, Rozelle S D, Taylor J E. . Migration and incomes in rural China: A new economics of migration perspective [J]. Association of Pacific Rim Universities, January 3, 2001.
- [5]Ho, Samuel, Xiaoyuan Dong et al. . Privatization and enterprise wage structures during transition: Evidence from China's rural industries [M]. Economics of Transition, Forthcoming, 2001.
- [6]Jamison D, Gaag J. . Education and earnings in the People's Republic of China [J]. Education Review, 1987, (6).
- [7]Johnson, Emily N, Gregory C Chow. Rates of return to schooling in China [J]. Pacific Economic Review, 1997, 2(2), 101~113.

- [8] Meng, Xin, Junsen Zhang. The two-tiered labor market in urban China: Occupational segregation and wage differentials between urban residents and rural migrants in Shanghai[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29, 485~504.
- [9] Psacharopoulos, George. Returns to investment in education: A global update[J]. *World Development*, 1994, 22(9), 1325~1343.
- [10] Parish, William, Xiaoye Zhe et al. . Non-farm work and marketization of the Chinese countryside[J]. *The China Quarterly*, 1995, 143, 697~730.
- [11] Yang, Dennis T. . Education and off-farm work[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 1997, 45, 613~632.
- [12] 都阳. 教育对贫困地区农户非农劳动供给的影响研究[J]. *中国人口科学*, 1999, (6).
- [13] 李实, 李文彬. 中国教育投资的个人收益率的估计[A]. 赵人伟, 李实. 中国居民收入分配研究[C]. 北京: 中国社会科学出版社, 1994.
- [14] 迈克尔·P·托达罗. 经济发展与第三世界[M]. 北京: 中国经济出版社, 1992.
- [15] 诸建芳, 王伯庆. 中国人力资本投资的个人收益率研究[J]. *经济研究*, 1995, (12).
- [16] 古扎拉蒂. 计量经济学[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2000.
- [17] 赵耀辉. 中国农村劳动力流动及教育在其中的作用[J]. *经济研究*, 1997, (2).

## A Study on the Relevance between Return Rates of Rural Migrating Labors and the State of Human Capital

HOU Feng-yun

(*School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China*)

**Abstract:** The paper makes a study on the return rates of rural migrating labors and the internal state of human capital. Rural migrating labors are defined here as those who have jobs in the city without having registered permanent urban residence. The data based on came from the nation-wide investigation in the summer and autumn of 2002 by the Research Group. Based on the analysis of the data, the paper discusses the state of human capital of the rural migrating labor forces. It also estimates effects of various human capital on return rates by using relevant models and methods in econometrics, and finally makes discussion on the estimated results.

**Key words:** human capital; rural labors; migrating to be employed; return rates