

不同所有制企业的工资决定机制考察

邢春冰

(北京大学光华管理学院 100871)

内容提要: 本文通过 1989) 1997 年教育回报率在不同所有制间的差异及其变化来考察中国的劳动力市场。利用 CHNS 数据分别估计国有企业、大型集体企业、小型集体企业以及私营企业的工资方程, 结果表明教育回报率在民营部门增加得较为明显, 在其他部门则没有增加的迹象。1997 年, 民营部门教育回报率明显高于其他部门, 样本选择只能解释其中一部分差异, 这表明民营经济工资决定机制与其他部门不同。

关键词: 市场分割 人力资本 工资决定 经济转型

一、引言

本文考察在中国这样一个转型经济中, 不同所有制部门的工资机制。通过估计工资方程来考察不同所有制的教育回报率及其变化, 并评价中国劳动力市场。人力资本理论认为, 人们可以通过提高自身的人力资本水平来提高劳动生产率, 进而提高自身的收入水平 (Schultz, 1961; Becker, 1993)。大量的实证研究也表明, 人力资本的回报率是相当可观的。¹ 然而关于中国人力资本回报率的研究表明, 中国的人力资本回报率是非常低的。deBrauw 等 (2002) 的研究表明, 以往对于中国农村教育回报率的估计在 0) 6% 之间, 而且相当一部分研究 (如 Meng 1996, Parish et al 1995 等) 表明, 教育没有得到明显的回报。这与世界范围内的估计形成了鲜明的对比, 更与以下两个事实相矛盾: 中国是一个人力资本相对稀缺的国家,² 同时, 中国家庭对人力资本的投资热情很高。”

考虑到中国劳动力市场的转型特征, 上述的对比和矛盾便不难理解。在原有的计划经济体制下, 人力资本的价值没有在工资中得到体现, 而伴随着从计划经济到市场经济的变革, 人力资本的价值应该在工资中得到越来越充分的体现。反过来, 通过考察人力资本回报率在此过程中呈现出来的特征, 我们可以评价中国劳动力市场的发展以及评价经济改革的成效。³ 本文注意到如下两个

* 感谢陈玉宇博士在论文写作过程中的指导; 感谢第四届青年经济学者论坛上谢志斌对本文的评论; 同时也感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

¹ 针对教育回报率, Psacharopoulos (1994) 对世界范围内的总结表明, 全世界的平均教育回报率为 10.1%, 亚洲则为 9.6%; 而较近一些对印度尼西亚的估计结果表明 (Duflo, 2001), 在控制了内生性和测量误差的问题之后, 教育增加一年使得工资水平提高 6.8% 到 10.6%。Card (1999) 对估计发达国家教育回报率的文献进行了很好的总结, 表明发达国家的教育回报率集中在 5%) 10% 左右。

² 1995 年中国中等教育的毛入学率为 67%, 美国则为 97%; 同时我们也看到, 中国是一个人力资本积累迅速的国家。1965 年中国中等教育的毛入学率在仅为 24%, 而美国已经是 90% (The World Bank, 2000)。

³ 1995 年教育支出 (统计年鉴中对应的数据为/ 文教娱乐用品及服务 0 一项) 占到农村居民家庭平均每人生活消费支出的 71.81%, 仅次于食品 (58.62%) 和居住支出 (13.91%)。

⁴ Meng (1996, 2000) 的研究表明人力资本在工资中得不到相应的回报, 而是一些非市场的因素在起作用。Zhang et al (2002) 的研究表明, 从 20 世纪 80 年代后期到 90 年代中期, 教育水平在决定劳动力转移到工业部门方面发挥越来越重要的作用, 而且教育的工资回报也从 1988 和 1992 年的不显著变为 1996 年的 6%) 10%。魏众 (2004) 在分析健康对非农就业的影响时, 也考察了教育的回报问题。结论是, 即使在考虑了样本选择问题之后, 教育的回报率仍然是比较低的。

事实:首先,在改革过程中,不同所有制之间的人力资本水平以及工资机制存在很大的差异。¹ 由于人力资本在工资决定过程中的重要作用,考察人力资本在不同所有制内的回报率对于理解改革过程中的工资结构以及收入分配有着重要的意义。其次,伴随着改革的进行,公有经济在国民经济中的比重下降,民营经济的比重上升。认识民营化过程中工资结构的变化是一个非常重要的问题,而估计不同所有制中的人力资本回报率是对工资结构和收入分配问题进行分析的基础。

利用中国健康与营养调查(CHNS)的数据,本文分析了1989年到1997年不同所有制部门的工资机制差异及其变化。结果表明,上世纪90年代初期,教育在城市和农村各个部门中的回报率在0)2%左右,除了城市中的国有部门外基本上都不显著。到了1997年,农村和城市中民营部门的教育回报率均超过了4%,而且明显高于其他部门。教育回报率的这种非同步增长导致了其在民营部门与其他部门之间的差异,这种差异反映了不同所有制之间工资决定机制的不同。从这个角度讲,中国的劳动力市场在所有制结构上存在着市场分割。

此外,本文还对OLS回归结果进行了样本选择纠正。由于某种所有制中的劳动力并不是随机的从所有劳动力中选取的,分别进行OLS回归可能得到有偏的结果。因此,本文在OLS回归和多值(multinomial)logit的基础上,应用Switching模型进行了样本选择修正,²教育回报率在不同所有制间的差异有所降低,但是仍然存在。最后,本文分析了人力资本在不同部门间的配置。结果表明教育水平高的人倾向于分配到国有部门,这一点在1997年仍然成立,从一个侧面说明社会保障以及福利改革的滞后。

文章的第二节简要描述了数据以及不同所有制间人力资本和工资分布的差异,同时介绍了本文的模型设定;第三节报告了OLS回归结果;第四节首先对OLS结果进行了样本选择修正,然后分别考察了农村和城市;第五节讨论了人力资本在不同部门间的配置;最后是结论。

二、数据与模型设定

(一) 数据及其描述

本文利用的是美国北卡罗来那大学和中国预防医学会所做的中国居民营养与健康调查(CNHS)数据。该调查给出了1989、1991、1993和1997年中国农村与城市中3000多个家庭户中个人工资、人力资本以及其他反映家庭背景的数据。

本文分别选取每年中拥有工资收入的劳动者作为样本,并将其所在单位的性质分为国有(SOE)、大型集体(LCE, Large Collective)、小型集体(SCE, Small Collective)³以及民营部门(PRI)。下面简单描述不同所有制的人力资本状况。⁴首先,不同所有制企业之间劳动力的教育水平存在着显著的差异,国有部门的平均教育水平在整个20世纪90年代都明显高于其他部门。以1991年为例,农村地区的顺序依次为国有企业、大型集体企业、小型集体企业和民营企业,上述所有制内劳动力的平均教育水平分别为910、715、713和711年;城市的顺序则依次为国有企业、大型集体企业、民营企业以及小型集体企业,平均教育水平分别为918、813、715和711年。值得注意的是,1997年

¹ 甚至在市场经济国家,公有部门和民营部门的工资结构也存在差异(见Gyourko and Tracy, 1988)。

² 本文所应用的switching回归在最近这些年得到了广泛的应用。如Lee(1978)研究了工会和非工会成员的工资机制;Robinson和Tomes(1984)研究了公共部门和私人部门的工资差异;而Gyourko和Tracy(1988)则同时研究了公共部门和私人部门中工会与非工会成员的工资差异。关于多元选择的例子还可以参见Hay(1980),他同时考虑了医生的专业选择(家庭医生、内科以及其他专业)和不同专业的收入情况。Dong和Bowles(2002)的研究考虑了不同所有制企业之间工资机制的不同,利用Heckman的两步回归来考察不同所有制企业的工资决定问题。由于数据有限,他们在最后只考察了两种所有制之间的差异。

³ 本文不区分小型集体企业和乡镇企业,实际乡镇企业是小型集体企业的主要组成部分;而大型集体企业则是指县级以上集体所拥有的企业。

⁴ 出于篇幅的原因,具体数据没有列出。

城市中民营企业的平均教育水平超过了小型集体企业。其次,城市劳动力的教育水平一直大于农村地区。此外,本文还计算了不同所有制内劳动力的平均身高,有意思的是国有部门劳动力平均而言要高于其他部门,这可能反映了不同所有制劳动力之间的健康水平差异。

为了准确的反映不同所有制的工资机制,本文计算了小时工资,并按照年份和所有制统计了10%、25%、50%、75%和90%的分位数。¹从图1中可以看出无论是城市还是农村,民营企业的工资差异都大于其它类型企业。1991年,在10%分位点,农村地区各类企业的工资水平都集中在0.13元/小时左右;在90%分位点,民营经济的工资水平为119元/小时,分别为国有企业、小型集体企业和大型集体企业的215、119和215倍。在城市中,这种差异同样存在。由此不难看出,不同所有制企业的工资机制有所不同))) 在公有部门内部,工资更加缺乏差异。

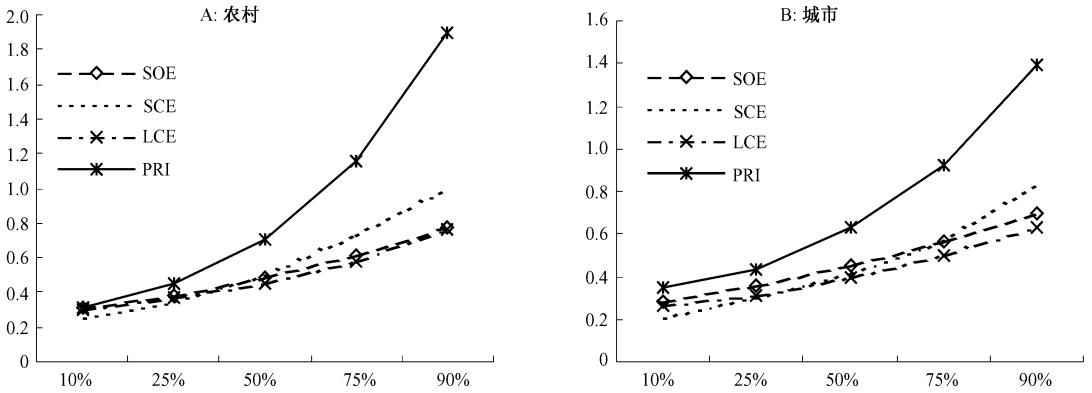


图1 1991年工资分布(单位:元/小时)

(二) 模型设定

上面我们描述了不同所有制间人力资本和工资分布的差异,为了分析不同所有制的工资决定,我们分别估计各自的工资方程。

$$\ln w_{si} = H_{si}B_1 + X_{si}B_2 + u_i \quad (1)$$

其中s代表不同的所有制(s=1,2,3,4分别代表国有企业、小型集体企业、大型集体企业以及民营企业);H代表人力资本,包括教育、健康(主要是身高的自然对数)、经验和经验平方。X则控制了性别、地区、职业以及常数项。下标i指第i个样本;E(u_s|H_s,X_s)=0;lnw_s是在第s种企业中的工资,只有实际在该种部门工作的人才能观测到在该部门的工资水平(样本选择将在后面讨论)。

三、OLS 结果

(一) 所有部门一起回归的结果

本文先假定各个部门的工资方程是一样的,因此可以将所有部门的样本放在一起进行回归。表1是对每一年中所有劳动力一起回归的结果。为了分析不同所有制的平均工资差异,本文考察了控制所有制和不控制所有制两种情况。结果表明,在不控制所有制的情况下,模型在1989、1991、1993和1997年的解释能力(用调整后的R²来表示)分别为1314%、2415%、1615%和1514%;然而加入所有制哑变量之后,模型的整体解释能力有所增强,所有制的边际解释能力分别为212%、117%、611%和114%。回归的结果还表明,不同所有制企业间的工资差异主要表现在民营经济和公有经济之间。以国有企业的工资水平为比较的标准,在控制其他因素之后,民营经济的工资水平

¹ 出于篇幅的原因,具体数据没有列出,而且本文只选取1991年的数据进行描述。

在1989、1991、1993和1997年要比国有企业的工资水平分别高出5119%、3519%、6517%和2017%，而且这种差异是非常显著的。

人力资本对于工资的影响也随着时间的推移而不断改变，但遗憾的是，我们没有看到教育回报率在20世纪90年代有所上升(Zhang et al, 2002)。在控制了所有制变量后，1989、1991、1993和1997年，教育回报率分别为114%、116%、213%和113%，这些结果都是显著的。但是回报率的大小与Psacholapoulos总结的教育回报率仍然有很大的差距。尤其令人失望的是，尽管我们看到了教育回报率在1993年有明显的上升，然而到了1997年，教育回报率又降到了低于2%的水平。

表1 所有部门一起回归的结果

	Dependent Variable= log (hour wage)							
	1989		1991		1993		1997	
	1	2	3	4	5	6	7	8
教育	0.0112	0.0137*	0.0153**	0.0161**	0.0156**	0.0226**	0.0130*	0.0131**
经验	0.0222**	0.0228**	0.0258**	0.0260**	0.0278**	0.0278**	0.0273**	0.0297**
经验2	- 0.0001	- 0.0002	- 0.0003**	- 0.0003**	- 0.0004**	- 0.0003**	- 0.0005**	- 0.0005**
身高	0.1346	0.2608	0.2440	0.2767	0.6661**	0.6218**	na	na
所有制	否	是	否	是	否	是	否	是
Adj R ²	0.1338	0.1556	0.245	0.2616	0.1649	0.2258	0.1540	0.1681
N	1506	1506	2688	2688	2302	2302	2233	2233

注：11 本文还控制了省份、地区(城市/农村)、职业和性别因素，为了节省篇幅没有报告，同样标准差和常数项也被省去。21* 表示在10%的水平上显著；**表示在5%的水平上显著；***表示在1%的水平上显著。下同。

中国的劳动力市场发生了什么？它在朝着一个健康的方向发展么？¹ 本文认为利用上述结果来评价中国劳动力市场是不恰当的，原因在于不同所有制中的劳动力可能面对着截然不同的工资决定机制。尽管不同部门间的工资水平存在显著的差异，但是我们到目前为止仍然假定不同所有制面临相同的工资决定方程))) 人力资本的回报率在不同所有制企业中是一样的。考虑到人力资本和工资结构在不同所有制间的差异，我们下面分别考察不同年份、不同所有制的工资决定。

(二) 不同所有制企业的工资决定

11 20世纪90年代初的工资决定

表2报告了1991、1993和1997年的回归结果。^o 首先考察1991年。最引人注意的是，教育水平在国有企业中的回报率为210%左右(1%水平显著)，而在其他部门中，教育的回报率都在1%左右，而且均不显著。从数值大小来看，教育的回报率在四种所有制类型的企业中都比较低。而经验对于所有部门来说似乎都是决定工资水平的显著因素。其次，在民营部门中，工资对于身高的弹性为210左右(10%水平显著)，而在其他部门则没有显著的影响。1993年，除大型集体部门外，教育在各部门中的回报率均高于1991年，但也只有在国有部门中是显著的，同时达到了213%。经验在民营经济和小型集体部门中的回报率有所上升。尤其在民营经济中，经验的系数达到了0.1046(1%水平显著)。此外，民营经济中工资对于身高的弹性达到了214(不显著)；小型集体部门中则为112，而且在1%的水平上显著。

与人力资本相对，非生产性因素也是工资决定的重要因素。以1991年为例，国有部门、小型集体部门、大型集体部门和民营部门中，女性劳动者的工资水平分别比男性劳动力低618%、1618%、1212%和2211%。其次，地区差异也是决定工资水平的显著因素。这一点对于国有企业尤其明显。

¹ 从表中的结果我们还可以看到，工资水平的地区差异是显著的；而且性别差异到了1997年似乎更加严重。更令人困惑的是，城市的平均工资水平在1989年到1993年的数据中居然明显的低于农村，到了1997年，农村的工资水平才显著的低于城市。

^o 由于1989年民营经济的数量还比较小，同时出于篇幅的考虑，没有重点分析，不会对本文结论产生影响。

上述结果表明, 20 世纪 90 年代初的劳动力市场并不令人满意。尤其是, 教育在工资决定过程中并没有起到显著的作用(国有部门除外), 而教育在国有企业内部的显著作用也并不一定代表国有企业在劳动力工资决定上更加生产率导向, 相反它可能反映了其在工资决定上简单的按教育水平/论资排辈的僵硬决定方式。按照 Lardy (1997) 的观点, 20 世纪 90 年代初期属于改革第二个阶段的末期。该阶段改革始于 20 世纪 80 年代中期, 新的政策是在国有企业和它的管理当局之间实行长期的承包制。尽管有研究表明, 该阶段改革改善了企业经营者的劳动力市场 (Groves et al, 1995), 但本节的结果表明该阶段的改革没有明显改善整个劳动力市场的工资决定机制。

211997 年的工资决定

1993 年中国改革进入第三个阶段。这一阶段是以建立现代企业制度和确立民营经济的地位为特征的。在这个过程中, 公有经济的比例不断下降, 民营经济的比例不断上升。因此, 利用 CHNS1997 年的数据, 我们分析了四种所有制企业的工资决定。出于数据的原因, 没有考虑健康因素。

民营经济最引人注意: 提高一年教育水平会使工资提高 41% (1% 水平显著); 而其他类型的教育回报率均不到 1%, 且不显著。经验在工资决定过程中的作用依然显著。工资和经验之间均呈现凹曲线形状 (经验平方的系数为负)。此外工资的性别差异仍然十分明显。尤其在小型集体企业中, 同等条件下女性的工资水平要低于男性 31.2%, 从系数大小和显著程度上都更加严重了。

表 2 不同部门的工资决定方程 (OLS): 因变量 = \log (小时工资)

	1991				1993				1997			
	SCE	SCE	LCE	PR1	SOE	SCE	LCE	IR1	SCE	SCE	LCE	PR1
教育	0.0197**	0.0061	0.0115	0.0114	0.0230**	0.0136	0.0054	0.0242	0.0055	0.0082	0.0042	0.0409**
经验	0.0262**	0.0177**	0.0170**	0.0352**	0.0288**	0.0282**	0.0118	0.0457**	0.0337**	0.0264*	0.0218**	0.0279**
经验 ²	-0.0002**	-0.0003**	-0.0001	-0.0006**	-0.0005**	-0.0005**	-0.0001	-0.0007**	-0.0006**	-0.0005*	-0.0003	-0.0004**
身高	-0.00391	0.06633	-0.01640	11.9638*	0.0633**	11.2100*	-0.03192	21.4473	na	na	na	na
女性	-0.00675**	-0.01677**	-0.01217**	-0.02207*	-0.010301	-0.010862	-0.01770**	-0.010443	-0.01989**	-0.013116**	-0.01391**	-0.01795**
Adj R ²	0.13923	0.1472	0.1623	0.0705	0.11838	0.12170	0.1140	0.11855	0.11992	0.1477	0.0743	0.2918
N	1437	52	433	296	1180	431	393	298	1201	383	299	350

综上所述, 在 1991) 1997 年间民营部门的教育回报率增加得最为明显, 而其他部门的教育回报率并没有明显的增加。教育回报率的这种非同步增长导致了其在民营部门与其他部门之间的差异。这种差异可能反映了不同所有制之间工资机制的不同, 但也可能只是样本选择或者是本文忽视城乡差异¹ 的结果。

四、关于结果的进一步讨论: 样本选择与城乡差异

(一) OLS 结果的样本选择纠正

11 模型设定))) Switching 回归

由于不同的所有制企业的差异, 经济中的个体将面临选择到哪种所有制部门工作。特别是, 在某种所有制企业工作的人并不是随机从所有劳动力中选取的。因此, 在分别估计各部门的工资方程时就面临着自选择的问题。我们假设劳动者在不同的所有制企业之间进行选择, 同时每种不同的所有制企业中面临不同的工资方程:

$$\ln w_{si} = H_{si}B_1 + X_{si}B_2 + u_i \quad (1)$$

$$I_{si}^* = z_i C + G \quad (2)$$

¹ 到目前为止, 我们假设人力资本的回报率在城市与农村都是一样的。

其中 z 是决定劳动者所有制企业选择的变量;¹ 下标 i 指第 i 个样本; $E(u_s | H_s, X_s) = 0$; hwg_s 是在第 s 种企业中的工资, 只有实际在该种部门工作的人才能观测到在该部门的工资水平, 即, 如果某人在国有企业上班, 那么他到民营企业的工资水平就无法知道。 I_s^* 是潜在的决策方程, I 则是代表不同所有制企业的多值因变量。 对于一个观测而言, 如果他选择了第 s 种企业, 那么就有 $I = s$ 。 为了处理样本选择问题, 我们通过 OLS 估计下面的式子得到不同所有制企业的教育回报率:

$$E(\text{hwg}_s | H_s, X_s, E < z_s C) = H_s B_1 + X_s B_2 - RQ < [J_s(z_s C)] PF_s(z_s C) + v_s^0$$

其中, $R_s^2 = \text{var}(u_s)$, Q 是 u_s 和 E_s^* 之间的相关系数。 我们可以首先通过估计一个多值选择的 logit 模型,² 得到 C , 然后得到 $m = < [J_s(z_s C)] PF_s(z_s C)$, 放入上面方程中进行 OLS 回归。

从直观上讲, 在劳动力进行部门选择的过程中, 可能存在无法观测的因素。 当我们利用某种所有制的数据估计工资方程的时候, 也存在遗漏变量的问题。 如果在部门选择和工资决定中的随机项(无法观测变量)是相关的, 那么我们就可以通过先估计(多值)Logit 来估计劳动力到各个部门的概率, 然后放在工资方程中做 OLS 回归, 这样工资方程中的遗漏变量就会(部分的)被预测的概率吸收, 进而得到无偏的人力资本回报率。 在第二阶段的回归中, m 的系数反映了样本选择问题是否存在。

21 Switching 回归结果

结果表明(表 3), 考虑样本选择在一定程度上改变了我们估计的结果, 但是并没有从根本上改变前面的结论。 考虑了样本选择之后, 教育的回报率均有所降低。 1991 年, 国有企业的教育回报率为 11.5%; 而其他类型企业的回报率则非常接近零, 甚至为负值。 到 1993 年, 国有企业的教育回报率由原来的 21.3% 降到 11.7%; 小型集体部门和民营部门的回报率降为零左右, 大型集体部门的回报率更是降到了 - 2%。 对此可能的解释是, 在第二步回归中加入的解释变量可能代表了诸如能力等与教育水平相关的因素。

表 3 不同部门的工资决定方程(Switching): 因变量 = log(小时工资)

	1991				1993				1997			
	SCE	SCE	LCE	PRI	SOE	SCE	LCE	IRI	SCE	SCE	LCE	PRI
教育	0.0152**	0.0003	- 0.00032	- 0.0091	0.0173**	0.0022	- 0.00211	0.0000	0.0098	0.0069	- 0.0008	0.0335*
经验	0.0254**	0.0196**	0.0138**	0.0306**	0.0275**	0.0262**	- 0.0002	0.0418*	0.0357**	0.0319**	0.0209**	0.0236**
经验 2	- 0.0002**	- 0.0004**	- 0.00001	- 0.0005**	- 0.0005**	- 0.0005**	0.0000	- 0.0007*	- 0.0005**	- 0.0006**	- 0.0004	- 0.0004**
身高	0.0855	0.0006*	- 0.02767	2.5256**	0.1655**	0.1918	- 0.0822	2.16741	na	na	na	na
女性	- 0.0069**	- 0.0153**	- 0.0122**	- 0.0297**	- 0.0261	- 0.01612	- 0.02039**	- 0.00645	- 0.01027**	- 0.02914**	- 0.0166**	- 0.01857**
mill	- 0.0529	0.0605	0.1314	0.2511	0.1005	0.12496	0.1396*	0.5137**	0.0701	0.0445	0.1988	0.111
Adj R2	0.13875	0.11570	0.1368	0.1089	0.1482	0.1797	0.1797	0.2005	0.2055	0.1651	0.0635	0.2920
N	1080	463	345	265	953	333	307	249	1165	359	290	345

同样, 利用 CHNS1997 年的数据, 考虑样本选择之后的结果也没有显著的改变。 从系数大小和显著程度来看, 人力资本在不同所有制企业的工资决定过程中发挥着不同的作用。 在民营企业中, 教育水平增加一年, 工资收入显著提高 31.4%; 而在国有部门、小型集体部门和大型集体部门中, 教

¹ 由于数据的限制, 向量 z 选取了不同的变量。 1989、1991 和 1993 年的分析中, 我们在 $[H, X]$ 的基础上增加了家庭规模、家庭人均收入、社区人口密度、社区基础设施状况、社区农业劳动力以及外出劳动力的比例等信息。 而在 1997 年的数据中, 由于没有社区水平数据, 我们选择了家庭规模、性别比例、婚姻状况、城市虚拟变量、配偶是否在家中居住、家庭财产等变量。

² 模型推导请参考 Maddala(1983)。

³ 实际上, 上述模型中需要估计的是一个条件(conditional) logit 模型(见 Maddala(1983)), 之所以估计多值(multinomial) logit 模型是因为本文中的数据都是在个人水平上的, 缺乏关于各种选择的特征数据。 但是正如 Wooldridge(2002, p501) 指出的, 多值 logit 模型是条件 logit 模型的一种特殊情形, 他们估计的结果是一致的, 只是需要对数据结构进行一下调整。

育水平的系数则分别为 010098, 010059 和 - 010008, 而且均不显著。相比之下, 经验在国有部门和小型集体部门中发挥着更加显著的作用(系数分别为 010357 和 010319, 而且均在 1% 的水平上显著); 民营企业中经验的系数则为 010236, 同样在 1% 的水平上显著; 在大型集体部门中, 经验的系数最小为 010209; 而且, 工资和经验之间均呈现凹曲线形状(经验平方的系数为负)。此外工资的性别差异仍然十分明显。

由此可以看出, 考虑样本选择在一定程度上解释了教育回报率在部门间的差异, 但是并没有改变利用 OLS 回归得到的基本结论。

(二) 考虑城乡差异

中国是典型的城乡二元经济, 而我们前面的分析将注意力集中在不同的所有制, 没有考虑城乡差异(只是控制了城市哑变量)。本小节试图考察的是, 考虑城乡差异之后, 前面得出的结果是否会改变, 改变的程度有多大?

11 农村

首先看农村地区(见表 4)。1993 年¹, 不同所有制工资决定的差异主要体现在经验和健康对工资的影响上, 而教育回报率在各个部门都是不显著的, 只是在民营部门和小型集体企业中略高一些。在小型集体企业和民营部门中工资随经验增长的趋势更加明显; 同时工资对于身高的弹性也分别达到了 116 和 318。在考虑了样本选择问题之后, 民营部门中经验和健康的作用没有显著改变; 小型集体企业中经验和健康的作用降低了, 但是教育的回报率却在 119% 左右, 只是不显著; 同时大型集体企业中, 经验对工资的影响变得显著。总体来讲, 1993 年, 农村中各个部门的工资决定存在一定的差异, 这种差异主要体现在经验和健康的作用上, 但是教育的回报率都不显著, 而且比较低。到了 1997 年, 教育回报率的差异构成了不同所有制工资决定的主要差异之一。民营部门的教育回报率达到 412% (5% 水平显著), 而其他部门的教育回报率均不显著, 其中国有部门为 112%, 小型集体企业和大型集体企业则接近于零。考虑样本选择之后, 民营部门的教育回报率降到 312%, 但其大小和显著性仍然高于其他部门。

这一点与我们在不区分城乡差异时得到的结果很接近。对于农村而言, 比较特殊的一点就是在 1993 年, 尽管教育的回报率在各个部门都较低, 但是经验和健康在民营部门和集体企业的工资决定中发挥了显著的作用。这也许表明农村中的市场分割在本文所考察的时间段内都是存在的。只是由于经济结构的原因, 市场分割在不同的时间反映在不同的方面。

21 城市

城市中主要以公有经济为主, 国有经济占绝大多数, 民营经济所占的比重非常小。不同所有制间工资决定的差异也非常明显。OLS 回归的结果表明, 尽管教育回报率在各个部门都在 2% 以上, 其中国有部门最高而且最显著; 经验在国有部门中的作用同样超过了其他部门。在考虑了样本选择之后, 教育和经验在国有部门工资决定中的作用没有显著变化; 而在其他部门中的作用则明显低于 OLS 回归的结果。但是到了 1997 年, 结果发生了显著的变化: 教育回报率的差异构成了不同所有制工资决定的主要差异之一。民营部门的教育回报率达到 410% (10% 水平显著), 而其他部门的教育回报率均不显著, 其中国有部门为 0, 小型集体企业和大型集体企业则分别为 114% 和 117%。考虑样本选择之后, 民营部门的教育回报率降到 318%, 仍然高于其他部门。这一点与在不区分城乡差异时的结果也很接近。

可见, 尽管农村和城市的经济存在很大的差异, 但是不同所有制工资决定所表现出来的差异, 尤其是这种差异所表现出来的变化趋势是比较一致的。

¹ 1991 年和 1993 年的结果比较接近, 这里只讨论 1993 年和 1997 年的结果。

表 4 1993 和 1997 年的城市与农村(OLS 和 Switching)

		因变量= log (小时工资)							
		农村				城市			
		SOE	SCE	LCE	PRI	SOE	SCE	LCE	PRI
A: 1993 (OLS)	教育	0.0131	0.0145	- 0.0054	0.0181	0.0258***	0.0233	0.0225	0.023
	经验	0.0151**	0.0298***	0.0152	0.0508***	0.0364***	0.0306**	0.0107	0.0226
	经验	- 0.0002	- 0.0005***	- 0.0003	- 0.0008***	- 0.0004***	- 0.0005**	0.0001	- 0.0003
	身高	0.5937	1.5842**	- 0.6186	3.7750**	0.7345*	0.6777	0.3851	- 4.3631
	Adj_R2	0.1503	0.1518	0.0788	0.1580	0.2068	0.3680	0.0661	0.3834
	N	367	308	168	232	813	123	225	66
B: 1993 (Switching)	教育	0.0021	0.0194	0.0074	- 0.0038	0.0220***	0.017	- 0.0353*	0.0043
	经验	0.0116	0.0263***	0.0351***	0.0513**	0.0387***	- 0.0142	- 0.0099	- 0.0159
	经验 2	- 0.0001	- 0.0005***	- 0.0005**	- 0.0009**	- 0.0005***	0.0004	0.0002	0.0004
	身高	0.5987	0.8298	- 0.1682	3.8786*	0.6653	4.3109*	- 0.4222	- 4.9726
	mills	- 0.0731	- 0.1253	- 0.4355**	0.4960**	0.1084	- 0.3353**	0.3837***	0.8236
	Adj_R2	0.1542	0.1609	0.1119	0.1666	0.1675	0.2526	0.1991	0.4040
N	295	253	144	192	658	80	163	57	
C: 1997 (OLS)	教育	0.0119	- 0.0074	- 0.0045	0.0416**	0.0000	0.0143	0.0174	0.0402*
	经验	0.0338***	0.0277*	- 0.0058	0.0269**	0.0374***	0.0302*	0.0267***	0.0412***
	经验 2	- 0.0006***	- 0.0005	0.0003	- 0.0004**	- 0.0007***	- 0.0007*	- 0.0004*	- 0.0009***
	Adj_R2	0.1982	0.1410	0.0428	0.2567	0.2221	0.1261	0.1504	0.4360
	N	469	224	117	225	732	159	182	125
D: 1997 (Switching)	教育	0.0143	- 0.0109	- 0.003	0.0326*	0.0142	0.0219	0.0142	0.0375
	经验	0.0329***	0.0463***	- 0.0069	0.0214**	0.0407***	0.0199	0.0263**	0.0396***
	经验 2	- 0.0005***	- 0.0008***	0.0003	- 0.0003	- 0.0008***	- 0.0005	- 0.0004*	- 0.0009***
	mills	0.0330	0.2389**	0.0655	0.1351	0.2340**	- 0.2594**	0.1299	0.0417
	Adj_R2	0.2149	0.1866	0.0115	0.2601	0.2297	0.1482	0.1544	0.4145
N	452	205	113	224	713	154	177	121	

五、人力资本在不同部门间的配置))) 多值 logit 结果

我们在处理样本选择的过程中估计了多值的 logit 模型, 本节主要考察教育在模型中的表现, 即给定不同所有制中的教育回报率, 教育水平高的人倾向于到哪个部门呢? 特别地, 当我们只考察 1997 年数据的时候, 人力资本是否更加倾向于被配置到回报率高的民营部门呢? 我们通过考察相对风险比率(Relative Risk Ratio)来考察这个问题。假设劳动者在不同的所有制企业之间进行选择, 并且假设:

$$\Pr(I = 1 | z) = \frac{1}{1 + \sum_{j \neq 1} \exp(zG_j)}, \Pr(I = s | z) = \frac{\exp(zC_s)}{1 + \sum_{j \neq 1} \exp(zG_j)} \quad (s = 2, 3, 4), \text{ 于是有:}$$

$\Pr(I = s | z) / \Pr(I = 1 | z) = \exp(zC_s)$ 和 $RRR_S = \frac{\Pr(I = s | z) \Pr(I = 1 | z)}{\Pr(I = 1 | z) \Pr(I = s | z)} = \exp((z - z)G) = \exp(C_{\text{ schooling}})$, 特别的当教育水平增加一个单位(其他因素不变)时, $RRR_S \exp((z - z)G) = \exp(C_{\text{ schooling}})$, 它反映了教育水平在所有制选择过程中起到的作用。 $RRR > 1$ 表明, 随着教育水平的提高, 人们选择所有制 s 的概率与人们选择国有企业的概率的比率增加, 反之亦然。我们通过这一点来分析经济转型过程中人力资本在不同所有制间的配置。

表 5 的 A 部分列出了利用 1997 年数据得出的结果。教育对于决定劳动力在什么部门工作起着显著的作用(教育的系数都在 1% 的水平上显著), 而且 RRR 均小于 1。这表明, 随着教育水平的提高, 人们选择所有制 s 的概率与人们选择国有企业的概率的比率降低。例如在 1997 年, 以国有企业为比较的基础, 小型集体企业、大型集体企业以及民营企业对应的 RRR 分别为 0.81、0.85 和 0.79。相对于到国有企业的概率而言, 人们到大型集体企业、小型集体企业以及民营企业的概率随着教育水平增加而下降。

表 5 所有制选择(1997, multinomial logit 结果)

		Dependent Variable= 所有制							
		SCIPSOE			LCEP SOE			PRP SOE	
		Obs	Pseudo R2	Beta	RRR	Beta	RRR	Beta	RRR
A	所有	2176	0.2318	-0.2053***	0.8144	-0.1610***	0.8513	-0.2356***	0.7901
B	<= 25:	345	0.3167	-0.5580***	0.5724	-0.1973	0.821	-0.4948***	0.6097
	25- 30:	318	0.2943	-0.3168	0.7285	-0.1651	0.8478	-0.5429**	0.581
	30- 35:	373	0.3172	-0.3644**	0.6946	0.0763	1.0793	-0.1589	0.8531
	35- 40:	308	0.4591	0.0262	1.0265	0.1673	1.1821	0.0502	1.0515
	> 40:	829	0.2618	-0.2138***	0.8075	-0.2267***	0.7971	-0.2940***	0.7453

注: 我们还控制了经验、经验平方、性别、家庭规模、性别比例、婚姻状况、城市虚拟变量、配偶是否在家中居住、家庭财产等信息。因为我们这里主要关心的是教育, 因此其他控制项没有报告。

上面的结果与我们的期望截然相反: 1997 年国有部门的教育回报率要低于民营部门, 人力资本应该被配置到回报率高的部门, 即民营部门。考虑到我们利用了数据中所有有效的样本, 人们可能认为这样的结果并不能反应劳动力市场的真实演变, 因为不同年龄的劳动力可能面临不同的制度和选择机会, 我们将他们放在一起分析就相当于加了限制条件。因此, 表 5B 部分报告了按照年龄组分别估计的结果, 结果同样出乎意料: 人力资本仍然青睐国有部门! 对于小于 25 岁的年龄组来说, 小型集体企业、大型集体企业以及民营企业对应的 RRR 分别为 0.57、0.82 和 0.161, 小型集体企业和民营经济的结果在 1% 水平上显著。对于其他年龄组的分析也得到了类似的结果, 唯一不同的是 35) 40 岁年龄组, 人力资本更倾向于被配置到非国有部门, 但这个结果不显著。由于低年龄组劳动力拥有更多选择机会, 同时更容易对所有制之间教育回报率的差异产生反应, 上述结果就更加令人费解。

本文认为, 这可能涉及中国劳动力市场更深层次的特征。尽管教育回报率非常低, 劳动者却可以在公有部门获得更加体面、稳定的工作。一方面, 在公有部门很少面临失业风险(尤其是在农

¹ 这样假设的目的是为了以人们选择国有企业为比较的基准。

⁰ 假设教育水平为 a 时, $\text{Prob}_a(\text{PRI})\text{Prob}_a(\text{SOE}) = r$ 。那么教育水平为 $a+1$ 时, $\text{Prob}_{a+1}(\text{PRI})\text{Prob}_{a+1}(\text{SOE}) = 0.81r$ 。

村);另一方面,公有经济中各种经济福利(诸如医疗保险、住房补贴等)较多;¹而在民营经济中,这些往往是没有的。因此,要使人力资本得到合理的配置,建立和健全社会保障制度,改革福利体系是我们必须要做的。

六、结论

本文通过估计工资方程来考察不同所有制的教育回报率及其变化过程,并借此来评价中国劳动力市场。利用 CHNS 数据,本文分析了 1989—1997 年不同所有制部门的工资机制差异及其变化。结果表明,20 世纪 90 年代初,教育在城市和农村各个部门中的回报率在 0—2%,除了城市中的国有部门外基本上都不显著。到了 1997 年,农村和城市民营部门的教育回报率均超过了 4%,而且明显高于其他部门。教育回报率的这种非同步增长导致了其在民营部门与其他部门之间的差异,这种差异反映了不同所有制企业的工资决定机制的不同。此外,本文还对 OLS 回归结果进行了样本选择纠正。应用 Switching 模型,教育回报率在不同所有制间的差异有所降低,但是仍然存在。

同时,本文的研究结果具有一定的政策含义。多值 logit 回归的结果表明教育水平高的人倾向于到国有部门工作,这一点在 1997 年仍然成立。而在 1997 年,民营部门的教育回报率是最高的,这从一个侧面说明社会保障以及福利改革的滞后。

参考文献

- 陈玉宇、邢春冰, 2004: 5 农村工业化以及人力资本在劳动力市场中的作用, 5 经济研究 6 第 8 期。
- 魏众, 2004: 5 健康对非农就业及其工资决定的影响, 5 经济研究 6 第 2 期。
- Becker, G. S., 1993, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education* (3rd ed.), Chicago and London: The University of Chicago Press
- Card, David. 1999, / Causal Effects of Education on Earnings, In Orley Ashenfelter and David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier.
- DeBrauw, A., Huang, J., Rozelle, S., Zhang, L., and Zhang, Y., 2002, / The Evolution of China's Rural Labor Markets during the Reforms: Rapid, Accelerating, Transforming. *Journal of Comparative Economics*, June 30(2), 329) 53.
- Dong, Xiaoyuan and P. Bowles, 2002, / Segmentation and Discrimination in China's Emerging Industrial Labor Market. *China Economic Review*, Vol. 13, 170) 196.
- Duflo, Esther, 2001, / Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment, *A. E. R.*, 91(4), 795) 813.
- Groves, Theodore, Hong Yongmiao, John McMillan and Barry Naughton, 1995, / China's Evolving Managerial Labor Market, *The Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 4. 873) 892.
- Gyourko, J. and J. Tracy, 1988, / An Analysis of Public- and Private Wages Allowing for Endogenous Choices of Both Government and Union Status, *Journal of Labor Economics*, Vol. 6, No. 2. 229) 253.
- Hay, J., 1980, / Selectivity Bias in a Simultaneous Logit/OLS Model: Physician Specialty Choice and Specialty Income. *Manuscript*, University of Connecticut Health Center.
- Katz, Lawrence and D. Autor, 1999, / Changing Wage Structure, In Orley Ashenfelter and David Card (eds.), *Handbook of Labor*

¹ 尽管本文分析的是劳动力市场中的工资决定,但我们真正关心的是劳动者获得的所有的回报,工资只是其中的一部分。Katz 和 Autor(1999)总结了在这个领域较少的几篇文献,指出,尽管诸如奖金和津贴之类的因素在决定收入分配过程中发挥着越来越重要的作用,但工资仍被认为是分析收入决定及其分配时较为合理和理想的指标。这一点在中国的劳动力市场中不一定成立。尤其是对于公有经济而言。公有部门的工资本身缺乏灵活性。但是公有经济可以通过奖金这种形式给予劳动力的生产性特性予以回报。这有可能减弱我们前面得出的结论。利用本套数据中 1993 年的部分,魏众(2004)的工资中包含了奖金,其分析的结果与陈玉宇和邢春冰(2004)利用不含奖金数据得出的结果相近。但是,这并不表明奖金不重要。一方面,魏众利用的只是 1993 年的数据,到 1997 年,经济结构发生了很大的变化;另一方面,该文分析的是农村地区。由于农村中民营经济和乡镇企业占的比例比较大,而这两者很可能直接通过工资来决定劳动者的收入;利用城市部分的数据可能得出不同的结果,是下一步研究的内容。

Economics, Elsevier.

Lardy, Nicholas, 1997, *China's Unfinished Economic Reform*, Washington, D. C. : Brookings Institution Press.

Lee, L. F., 1978, / Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equation Model with Qualitative and Limited Dependent Variables. *International Economic Review* 19:415) 33.

Maddala, G. S., 1983, *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.

Meng Xin, 2000, *Labor Market Reform in China*, Cambridge University Press.

Meng Xin, 1996, / An examination of Wage Determination in China's Rural Industrial Sector. *Applied Economics*, 28(1), pp. 715) 24.

Parish, W.L., Zhe, X., & Li, F., 1995, / Nonfarm Work and Marketization of the Chinese Countryside. *China Quarterly*, September, 143 pp. 697) 730.

Psacharopoulos, G., 1994, / Returns to investment in education: a global update. *World Development*, 22, pp. 1325) 1343.

Robinson, C. and N. Tomes., 1984, / Union Wage Differentials in the Public and Private Sectors: A Simultaneous Equations Specification. *Journal of Labor Economics*, Vol. 2, No. 1, 106) 127.

Schultz, T. W., 1961, / Investment in Human Capital. *A. E. R. March* pp. 1) 17.

The World Bank., 2000, *Higher Education in Developing Countries: Peril and Promise*. Washington D. C.

Wooldridge, J. M., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts. The MIT Press.

Zhang, Linxiu, Jikun Huang and Scott Rozelle, 2002, / Employment, Emerging Labor Market, and the Role of Education in Rural China. *China Economic Review*, 13 pp. 313) 328.

On the Wage Determination System in State Owned, Collective Owned, and Private Sectors: 1989) 1997

Xing Chunbing

(Guanghua School of Management, Peking University)

Abstract: We evaluate labor market reform by estimating the role of human capital in wage determination. Using data from CHNS, the estimated roles of education in wage determination of State Owned, Collective Owned and private sectors are different. The return to education increased, and become significant in private sectors from 1989 to 1997, while those of public sectors show no such trend. This suggests that the labor market is segmented and private sector is more efficient in terms of wage determination. I correct self-selection error using switching model, but the main results remain unchanged.

Key Words: Labor Market Segmentation; Human Capital; Wage Determination; Transition

JEL Classification: J420, J240, J310, P230

(责任编辑: 俞亚丽) (校对: 林)