

个体、部门与家庭特征 对城镇人力资本的影响^{*}

杨新铭¹, 王 博²

(1. 中国社会科学院 经济研究所, 北京 100836; 2. 南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘 要: 文章运用 CGSS(2003) 微观调查数据研究了教育等级、部门、经验、地区以及家庭等因素对中国城镇人力资本形成的影响作用。研究结果表明, 一方面 2003 年中国城镇教育收益率为 8.3%, 教育边际收益率递减依然没有发生, 东部地区人力资本回报明显高于中、西部地区, 劳动力转移会提高人力资本回报; 另一方面与以往多数研究不同, 就业的部门差异对人力资本的影响不显著, 但家庭尤其是父母的人力资本存量对子女人力资本的形成有显著稳定的正向影响作用。

关键词: 人力资本; 教育等级; 部门差异; 经验

中图分类号: F062.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2009)10-0004-10

一、引言与文献综述

人力资本理论是分析劳动力质量或技能的方法, 核心思想是人的才能取决于个人在学校或家庭接受的正规与非正规教育, 或在劳动力市场中接受的培训、形成的经验以及迁移等等。^① 通过研究人力资本的形成模式可以确定人力资本形成过程中各因素的作用方式及对人力资本形成的贡献, 确定最佳人力资本投资模式。教育是人力资本形成的最主要途径, 20 世纪 80 年代开始, 国内外涌现出大量文献研究我国教育收益率, 以反映劳动力市场化程度。由表 1 可见, 我国城镇教育收益率普遍偏低, 但随着时间的推移呈现不断上升的趋势, 到 2000 年教育收益率已经接近 10% 的国际水平。

尽管中国城镇人力资本的研究成果较为丰富, 但大多集中在对教育收益率的估算, 缺乏其他影响人力资本形成因素的研究。本文的目的在于以 Mincer 及其后的四种收入方程为基础设定适当的计量方程, 运用 CGSS(2003) 微观调查数据研究教育等级、部门、经验、地区以及家庭等因素对人力资本形成的作用

收稿日期: 2009-07-12

基金项目: 国家社会科学基金项目(“深化收入分配制度改革与增加城乡居民收入研究”, 主持人: 陈宗胜)(07&·ZD045); 国家社会科学基金青年项目(“城乡收入差距形成机制研究”, 主持人: 杨新铭)(09CJL021)

作者简介: 杨新铭(1979—), 男, 天津人, 中国社会科学院经济研究所博士, 助理研究员;
王 博(1981—), 男, 山东齐河人, 南开大学经济学院博士生。

方式与作用程度。结果表明,2003年中国城镇教育收益率为8.3%,教育边际收益率递减依然没有发生,与罗楚亮(2007)的研究明显不同,东部地区人力资本回报明显高于中、西部地区,劳动力转移会提高人力资本回报;另外,与以往的多数研究不同,就业的部门差异对人力资本的影响不显著,家庭尤其是父母的人力资本存量对子女人力资本的形成有显著、稳定的正向影响作用。

表 1 中国城镇教育收益率比较

作者	年份	数据	收益率
Byron,Manalola (1990)	1986	南京 800 名国有产业工人	1.4%
Liu(1998)	1988	CHIP 数据*	3.61%
Zhang 等(2005)	1988/2001	国家统计局城调队数据	(4.7%)/(10.2%)
李实、丁赛(2003)	1990/1999	CHIP 数据	(2.4%)/(8.1%)
陈晓宇等(2003)	1991/1995/2000	30 省城调队数据	(2.95%)/(4.66%)/(8.53%)
齐良书(2005)	1992/1996/1999	CHNS 数据**	(2.87%)/(5.39%)/(6.4%)
王海港等(2007)	1995/2002	CHIP 数据	(4.24%)/(8.45%)
罗楚亮(2007)	2002	CHIP 数据	7%

注: * CHIP 数据是由中国社会科学院经济研究所收入分配课题组进行的中国家庭收入项目调查数据(Chinese Household Income Project); ** CHNS 数据是由北卡罗来纳大学和中国疾病预防控制中心联合进行的中国健康和营养调查数据(China Health and Nutrition Survey)。

二、四种收入方程的演进逻辑

Mincer(1974)根据 Ben Porath(1967)的研究结果确定了半对数形式的收入方程(如表 2 第 1 行所示)。其中,教育年限 E 的作用是线性的,而工作经验 P 的作用则呈现倒“U”型。在该框架下,教育体制决定技能、技术生产,经验由“干中学”(learning by doing)决定,二者的收益率则由劳动力市场供求状况决定,而个人只能选择人力资本投资类型。

Mincer 方程的缺陷在于没有反映相同人力资本在不同部门之间的明显工资差异。基于此,Heckman 和 Sedlacek(1985)将部门因素引入对人力资本投资的均衡分析。(见表 2 第 2 行,上标 k 为部门,代表制造业 m 和非制造业 n)。实证结果表明,不具备专业技能的劳动力将退出制造业进入非制造业部门,导致非制造业部门劳动力技能水平下降,而制造业部门的劳动力技能水平则会提高。与此不同,Willis 和 Rosen(1979)认为劳动力技能是异质的,沿该思路,Willis(1986)假定经济生活中存在两种需要不同技能的职位,分别需要 $(E_0 + 1)$ 单位教育和 E_0 单位教育。由于岗位差异,技能回报率也存在差异,因此,工资方程应由两式组成(见表 2 第 3 行,下标 w 和 b 分别代表白领和蓝领两种职位)。多技能模型关注的是教育等级或新增教育对劳动力技能与雇主对技能需求的影响。在单一技能模型中,收入方程中的教育参数对于技能增长与教育阶段变化所引起的工资增长是等同的;而在多技能模型中,技能增加的作用与职位紧密相关,并由教育参数分别给出。

上述对收入方程的发展尽管存在差异,但基本思想一致,即将教育差异作

为探索人力资本差异的主要途径,而视经验对人力资本的作用是无差异的。然而,不同时期、不同类型的经验对人力资本形成的作用也不同。Bibhas 和 Subrata(1999)将经验分解为现岗经验 T(tenure)和岗前经验 P(past experience),相应的收入方程式也发生了变化(见表 2 第 4 行),实证结果支持了这种分解的合理性。

表 2 四种收入方程形式

研究者(年份)	所提出的方程形式
Mincer(1974)	$\log w = \beta_0 + \beta_1 E + \beta_2 P - \beta_3 P^2 + \epsilon$
Heckman 和 Sedlacek(1985)	$\log w_t^k = \log(r_t^k) + \log(s_0^k) + \beta_1^k E + \beta_2^k P - \beta_3^k P^2 + \epsilon^k \quad (k=m,n)$
Willis 和 Rosen(1979)	$\log w_w = \log r_w + \log s_{w0} + \beta_w (E_0 + 1) + \epsilon_w$ $\log w_b = \log r_b + \log s_{b0} + \beta_b E_0 + \epsilon_b$
Bibhas 和 Subrata(1999)	$\log w = \log(r) + \log(s_0) + \beta_1 E + \beta_2 P - \beta_3 P^2 + \beta_4 T - \beta_5 T^2 + \epsilon$

三、数据说明与计量模型设定

(一)数据处理说明。本文所用的全国城镇调查数据资料来自“中国综合社会调查(CGSS)”(2003)。本文选取其中与个人收入和人力资本相关的几组数据,具体包括:(1)收入数据:指个人年收入,以 1985 年为基期的 2003 年分省城镇消费价格指数进行平减;(2)个人人力资本相关数据:学历、受教育年限和受教育等级、经验(工龄)、接受培训情况等;(3)个人特征数据:包括年龄、性别、民族、婚姻状况、政治面貌、户籍等;(4)职业相关数据:各阶段职业的起止年限,用于计算工龄,省内还是省外就业,当前工作单位性质等;(5)家庭环境数据:父母的教育年限与政治面貌。

表 3 各教育等级的受教育年限赋值情况

教育等级 年限	私塾	小学	初中	高中	中专	职高技校	大专	本科	研究生
	2	6	9	12	12	12	15	16	19

表 4 相关变量描述性统计结果

变量	Y	S	EX	T	P	MIG	FS	MS
平均值	3 785.634	11.849	24.297	9.403	14.894	1.011	6.766	4.867
中值	2 795.602	12.000	24.000	7.000	13.000	1.000	6.000	6.000
最大值	87 962.630	19.000	59.000	49.000	49.000	8.000	19.000	19.000
最小值	85.406	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
标准差	4 259.515	3.093	12.905	8.243	12.739	1.138	4.729	4.657
样本量	1 945	1 945	1 945	1 945	1 945	1 945	1 945	1 945

资料来源:根据 CGSS(2003)相关调查数据计算得到。

根据年龄、工作、收入、首职起止时间等指标对 CGSS(2003)5 894 个样本进行筛选,最后确定有效样本为 1 945 个。在剔除部分样本以后,CGSS(2003)个人教育等级有未受过教育、小学、初中、高中、职高技校、中专、大专、本科和研究生及以上 9 个等级,而在父母教育等级中还包括私塾等 10 个等级,未受过正规教育的教育年限为 0,其余 8 个等级教育年限见表 3。经验以工龄替代,在分解经验过程中将现职经验 T 单独剥离出来,而将其余合并为岗前经

验 P。除虚拟变量以外,各主要变量的描述性统计结果见表 4。

(二)研究步骤与计量模型的适应性调整。实证过程中,首先检验 Mincer 方程,分析教育和经验对人力资本的总体影响;然后讨论不同经验对人力资本形成的影响;再研究部门之间的差异;接下来引入教育等级,对不同教育等级的回报率进行比较;最后引入家庭环境,研究父母人力资本对子女人力资本形成的作用方式后,综合前面实证结果确定最终的城镇收入方程。在此过程中,个人特征、区域特征、就业部门特征、教育程度以及家庭环境等因素将以虚拟变量的方式逐步引入相应方程。

首先,将 28 个省市自治区划分为东部地区、中部地区和西部地区三类,^②

并以西部地区为参照,设定区域虚拟变量, $D_1 = \begin{cases} 1, \text{东部} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$, $D_2 = \begin{cases} 1, \text{中部} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$ 。再设

定个人特征虚拟变量: $DT_1 = \begin{cases} 1, \text{男性} \\ 0, \text{女性} \end{cases}$, $DT_2 = \begin{cases} 1, \text{汉族} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$, $DT_3 = \begin{cases} 1, \text{已婚} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$,

$DT_4 = \begin{cases} 1, \text{城镇户口} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$, $DT_5 = \begin{cases} 1, \text{党员} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$, $DP = \begin{cases} 1, \text{有证书} \\ 0, \text{无证书} \end{cases}$, $D = \begin{cases} 1, \text{省外就业} \\ 0, \text{省内就业} \end{cases}$ 。

其中: $DT_1 - DT_5$ 为个人特征中的性别、民族、婚姻状况、户籍以及身份虚拟变量; DP 为接受培训状况,有证书为接受过培训,无证书则为未接受过培训; D 为就业区域特征,以省内就业为基准。加入个人与区域特征虚拟变量以后,基准样本变为西部地区农村户籍的少数民族未经过培训而又在省内就业的普通未婚女性。而引入虚拟变量后, Mincer (1974)、Bibhas 和 Subrata (1999) 的回归方程分别演变为如下两式:

$$\log w = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 EX - \beta_3 EX^2 + \lambda_j \sum DT_i + \gamma_k \sum D_k + \alpha_1 DP + \alpha_2 D + \epsilon$$

$$(j=1, 2, \dots, 5; k=1, 2) \quad (1)$$

$$\log w = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 P - \beta_3 P^2 + \beta_4 T - \beta_5 T^2 + \lambda_j \sum DT_j + \gamma_k \sum D_k + \alpha_1 DP + \alpha_2 D + \epsilon$$

$$(j=1, 2, \dots, 5; k=1, 2) \quad (2)$$

其次,根据数据将被调查者单位性质以没有明确回答的样本为参照划分为公务机构(国有事业单位和党政机关)、国有企业(国有企业和集体企业)和非公企业(三资企业、个体经营以及民营企业),设定虚拟变量 DW_i ($i=1, 2, 3$):

$DW_1 = \begin{cases} 1, \text{公务机构} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$, $DW_2 = \begin{cases} 1, \text{国有企业} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$, $DW_3 = \begin{cases} 1, \text{非公企业} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$ 。相应的

Heckman 和 Sedlacek (1985) 的收入方程演变为(3)式:

$$\log w = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 EX + \beta_3 EX^2 + \theta_i \sum DW_i + \lambda_j \sum DT_j + \gamma_k \sum D_k + \alpha_1 DP + \alpha_2 D + \epsilon$$

$$(i=1, 2, 3; j=1, 2, \dots, 5; k=1, 2) \quad (3)$$

第三,根据被调查者受教育程度,以未上过学为基准设定教育等级虚拟变量 DS_i ($i=1, 2, \dots, 8$), 具体为:

$DS_1 = \begin{cases} 1, \text{小学} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$, $DS_2 = \begin{cases} 1, \text{初中} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$, $DS_3 = \begin{cases} 1, \text{高中} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$, $DS_4 = \begin{cases} 1, \text{大专} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$, $DS_5 = \begin{cases} 1, \text{本科} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$, $DS_6 = \begin{cases} 1, \text{硕士} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$, $DS_7 = \begin{cases} 1, \text{博士} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$, $DS_8 = \begin{cases} 1, \text{其他} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$ 。

$$\begin{cases} 1, \text{高中} \\ 0, \text{其他} \end{cases}, DS_1 = \begin{cases} 1, \text{职高技校} \\ 0, \text{其他} \end{cases}, DS_3 = \begin{cases} 1, \text{中专} \\ 0, \text{其他} \end{cases}, DS_6 = \begin{cases} 1, \text{大专} \\ 0, \text{其他} \end{cases}, DS_7 = \begin{cases} 1, \text{本科} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$$

$DS_8 = \begin{cases} 1, \text{研究生} \\ 0, \text{其他} \end{cases}$ 。相应的 Willis(1986)收入方程被调整为(4)式:

$$\log w = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 EX + \beta_3 EX^2 + \theta_1 S \times \sum DS_i + \lambda_i \sum DT_j + \gamma_k \sum D_k + \alpha_1 DP + \alpha_2 D + \epsilon \quad (i=1,2,\dots,8; j=1,2,\dots,5; k=1,2) \quad (4)$$

四、实证结果分析

(一)个人特征对人力资本影响的实证结果。表5给出了对(1)、(2)两式的实证结果。从符号看,模型1的回归结果与经典人力资本理论一致;但从统计显著性看,只有教育年限和常数项通过检验,经验对人力资本作用不显著。将经验分解为现职经验和岗前经验并进行回归后表明,两种经验对人力资本的作用形式一致,都呈现倒“U”形状,但仍未通过显著性检验。劳动力的迁移次数与收入呈显著的正相关关系,而且省外就业也会增加收入,原因可能是跨省迁移多是发生在不发达地区向发达地区的转移,另外,在户籍制度仍然发挥作用的现在,迁移者或具有较高的人力资本或特殊的社会关系,从而使收入得到提高。显著的劳动力个人特征有性别、婚姻状况两项,民族、身份以及户籍状况对收入影响并不显著,说明城镇劳动力市场不存在身份歧视。性别与婚姻状况通过影响收入方程的截距项而影响收入,男性比女性收入高说明存在制度性性别歧视,而已婚比未婚工资高的原因可能是已婚者年龄更大也更稳定,而且家庭负担使其更努力工作。区域特征中东部地区明显高于西部地区,而中部与西部之间不存在显著差异。

表5 Mincer方程与经验分解的实证结果

自变量	被解释变量 Log(y)		
	模型1	模型2	模型3
C	6.53*** (62.23)	6.537*** (64.33)	6.531*** (86.03)
S	0.081*** (15.14)	0.081*** (15.14)	0.083*** (16.24)
EX	0.004(0.88)	—	—
EX ²	-6.76E-05(-0.82)	—	—
T	—	0.006(1.18)	—
T ²	—	-0.0001(-1.21)	—
P	—	0.001(0.25)	—
P ²	—	-1.75E-05(-0.16)	—
Mig	0.041*** (2.90)	0.041*** (2.88)	0.044*** (3.16)
DP	-0.059(-1.56)	-0.059(-1.55)	—
DT ₁	0.230*** (7.29)	0.229*** (7.24)	0.234*** (7.56)
DT ₂	0.026(0.38)	0.024(0.34)	—
DT ₃	0.098** (2.26)	0.100** (2.30)	0.103** (2.40)
DT ₄	-0.011(-0.19)	-0.011(-0.19)	—
DT ₅	0.041(1.08)	0.043(1.13)	—
D	0.379*** (4.02)	0.380*** (4.03)	0.382*** (4.18)
D ₁	0.322*** (7.87)	0.322*** (7.85)	0.317*** (10.43)
D ₂	3.34E-05(0.001)	-0.001(-0.01)	—
Adj R ²	0.206	0.205	0.207
s. e.	0.668	0.668	0.667
F-stat	39.71	34.457	85.38
样本数	1945	1945	1945

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%、1%显著性水平上显著,括号中是t检验值(表6、表7同)。

逐步剔除不显著项后,得到模型 3。其中,教育收益率为 8.3%,高于近年来大多数研究的估计结果(见表 1)。迁移次数对人力资本的影响作用为正,每转移一次收入方程会上移 0.044,男性的收入方程曲线比女性高 0.234,而已婚比未婚则高 0.103,省外就业比省内就业高 0.382,东部比中西部高 0.317,因此东部省外就业的已婚男性要比西部未婚女性的截距高出 1.08。说明在地区之间,性别之间存在较大差异。

(二)部门特征与教育等级对人力资本的影响。劳动力部门差异的检验结果见表 6 模型 1、模型 2。结果表明四种部门之间,非公企业的部门收益率最高,其次是国有企业,最低为没有明确单位性质的个体,但从统计显著性看四种类型的单位并不存在明显差异,说明 Heckman 和 Sedlacek(1985)的理论至少在当前并不适用于中国的劳动力市场,剔除不显著项后又回到表 5 的模型 3。

教育等级差异的回归结果由表 6 模型 3 和模型 4 给出。结果说明小学教育程度与未受过正规教育的劳动力之间不存在显著差异,且教育收益率不显著异于零。初中的收益率为正,说明要使教育对人力资本产生正向影响作用,教育等级至少要到初中以后。初中以后各等级教育收益率逐步上升,但大体可分为初中、高中及职高技校、中专与大专、本科、研究生及以上五个等级。在逐步剔除不显著项的过程中,初中的影响由不显著变为显著,显著水平达到 1%,而小学则依然不显著异于未受过正规教育。其中,初中以后教育每增加一年,其收益率分别为:初中 2.1%,高中 2.9%,职高技校 2.9%,中专 4.1%,大专 4.5%,本科 6.1%,研究生及以上 7.5%。迁移的作用较未分教育等级有所下降,由 4.4%下降到 3.0%;性别作用略有上升;婚姻状况的作用也略有上升。区域特征的作用都有所下降,省外就业的作用下降了 0.001,而东部地

表 6 部门特征与教育等级差异的实证检验结果

被解释变量 Log(y)					
解释变量	部门差异		解释变量	教育等级差异	
	模型 1	模型 2		模型 3	模型 4
C	6.513*** (60.75)	6.531*** (86.03)	C	7.073*** (40.94)	7.076*** (96.09)
S	0.081*** (15.14)	0.083*** (16.24)	EX	0.003(0.63)	—
EX	0.003(0.68)	—	EX ²	-0.000(-0.60)	—
EX ²	-0.000(-0.73)	—	S×DS ₁	-0.003(-0.11)	—
DW ₁	0.025(0.46)	—	S×DS ₂	0.020(1.14)	0.021*** (2.94)
DW ₂	0.041(0.88)	—	S×DS ₃	0.027** (2.10)	0.029*** (5.13)
DW ₃	0.047(0.99)	—	S×DS ₄	0.028* (1.95)	0.029*** (3.65)
—	—	—	S×DS ₅	0.040*** (2.99)	0.041*** (6.64)
—	—	—	S×DS ₆	0.043*** (4.16)	0.045*** (10.02)
—	—	—	S×DS ₇	0.060*** (5.91)	0.061*** (12.74)
—	—	—	S×DS ₈	0.075*** (6.03)	0.075*** (7.61)
Mig	0.041*** (2.88)	0.044*** (3.16)	Mig	0.028** (2.01)	0.030** (2.17)
DP	-0.059(-1.52)	—	DP	-0.054(-1.44)	—
DT ₁	0.230*** (7.28)	0.234*** (7.56)	DT ₁	0.238*** (7.54)	0.239*** (7.72)
DT ₂	0.027(0.39)	—	DT ₂	0.034(0.50)	—
DT ₃	0.097** (2.24)	0.103** (2.40)	DT ₃	0.110** (2.56)	0.112*** (2.64)
DT ₄	-0.013(-0.23)	—	DT ₄	0.003(0.04)	—
DT ₅	0.042(1.09)	—	DT ₅	0.019(0.51)	—
D	0.378*** (4.01)	0.382*** (4.18)	D	0.382*** (4.09)	0.381*** (4.21)
D ₁	0.321*** (7.83)	0.318*** (10.43)	D ₁	0.313*** (7.69)	0.312*** (10.32)
D ₂	-0.001(-0.01)	—	D ₂	-0.005(-0.12)	—
Adj R ²	0.205	0.207	Adj R ²	0.222	0.224
s. e.	0.668	0.668	s. e.	0.661	0.660
F-stat	32.30	85.38	F-stat	28.72	47.72
样本数	1945	1945	样本数	1945	1945

区也下降了 0.006。实证结果表明,教育等级对人力资本的作用存在较大差异,Willis(1986)的结论得到证实。

(三)环境特征与贫困的代际转移。在均衡条件下,贫困家庭子女获得较低教育,人力资本较低,子女工作后的收入也就少,造成贫困的代际转移。Glomm 和 Ravikumar(1992)认为如果学校正规教育是人力资本形成的唯一形式,那么父母的人力资本则不影响子女在校学习的努力程度,而 Fan(2003)则论证了父母人力资本过低会弱化子女学习的努力程度,从而造成贫困的代际转移。此外,Becker 等(1990)、Galor 和 Tsiddon(1997)以及 Hanushek(1996)也都开始关注家庭环境,尤其是父母的人力资本对子女人力资本形成的影响作用。因此,将父母的教育年限以及身份特征代入(1)式得出(5)式,以研究家庭环境对子女人力资本以及收入的影响。

$$\log w = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 EX - \beta_3 EX^2 + \theta_1 FS + \theta_2 MS + \theta_3 DF + \theta_4 DM + \gamma_k \sum D_i + \alpha_1 DP + \alpha_2 D + \epsilon \quad (j=1, \dots, 5; k=1, 2) \quad (5)$$

其中:FS 和 MS 分别代表父母受教育年限,DF 和 DM 则分别代表父母的身份,其设定如下:DF = $\begin{cases} 1, \text{党员或民主党派} \\ 0, \text{群众} \end{cases}$, DM = $\begin{cases} 1, \text{党员或民主党派} \\ 0, \text{群众} \end{cases}$ 。

对(5)式进行回归,结果见表 7 模型 1、模型 2。结果显示父母的教育程度对子女人力资本的形成有显著正作用,但其形式并非通过影响子女的教育收益率,而是影响收入方程的截距项,说明父母可以影响子女的初始人力资本 $\log(S_0)$ 或有能力帮助子女进入收入较高的行业、职业,即影响 $\log(r)$ 。这一结果与 Glomm 和 Ravikumar(1992)的结论相似,而与 Fan(2003)不同。但父母身份特征虚拟变量未通过显著性检验,说明父母是否党员并不影响子女的人力资本形成。剔除不显著项后,父母教育年限作用于子女收入的收益率都为 0.8%,二者较为一致,而其余变量的回归系数也与上文分析相一致。

表 7 家庭环境对个人人力资本的影响与最终的收入方程

解释变量	被解释变量 Log(y)			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 3
C	6.520*** (62.13)	6.557*** (84.05)	C	7.019*** (93.79)
S	0.072*** (12.44)	0.071*** (12.50)	S × DS ₂	0.018*** (2.46)
EX	0.003(0.77)	—	S × DS ₃	0.025*** (4.31)
EX ²	-0.000(-0.71)	—	S × DS ₄	0.024*** (2.92)
FS	0.008* (1.87)	0.008* (1.91)	S × DS ₅	0.036*** (5.77)
MS	0.009* (1.92)	0.008* (1.90)	S × DS ₆	0.040*** (8.56)
DF	-0.007(-0.22)	—	S × DS ₇	0.056*** (11.26)
DM	0.074(1.37)	—	S × DS ₈	0.069*** (6.87)
MIG	0.040*** (2.86)	0.041*** (2.92)	MIG	0.031*** (2.25)
DP	-0.069* (-1.83)	-0.068* (-1.80)	FS	0.008* (1.75)
DT ₁	0.242*** (7.66)	0.243*** (7.71)	MS	0.007* (1.67)
DT ₂	0.021(0.30)	—	DT ₁	0.253*** (8.15)
DT ₃	0.122*** (2.80)	0.115*** (2.67)	DT ₃	0.132*** (3.11)
DT ₄	-0.018(-0.31)	—	D	0.371*** (4.11)
DT ₅	-0.065* (1.68)	0.066* (1.72)	D ₁	0.301*** (9.93)
D	0.364*** (3.88)	0.371*** (4.07)	—	—
D ₁	0.309*** (7.54)	0.309*** (10.11)	—	—
D ₂	-0.001(-0.032)	—	—	—
Adj R ²	0.212	0.214	Adj R ²	0.229
s.e.	0.665	0.664	s.e.	0.658
F-stat	31.80	53.91	F-stat	42.27
样本数	1945	1945	样本数	1945

(四)城镇人力资本形成的模式选择。以上对影响城镇人力资本形成的各因素分别进行了实证检验,为确定城镇人力资本形成的最终形式,将经验、教育等级、部门差别以及父母人力资本、个人身份特征、迁移次数以及地域特征等变量都引入收入方程进行检验,逐渐剔除不显著项后,中国城镇收入方程的最终形式由表 7 模型 3 给出。其中,迁移次数与人力资本的相互关系比较固定,父亲教育年限对子女人力资本的作用略高于母亲。男性比女性高 0.253,已婚比未婚高 0.132,省外就业比省内就业高 0.371,东部比中、西部地区高 0.301。

对教育分等级回归表明,教育的收益率依初中、职高技校、高中、中专、大专、本科和研究生依次递增。在每个等级中逐个剔除上一级教育的作用,再除以本阶段教育年限得到每一等级教育内的教育收益率(见表 8)。从中可以发现各阶段内的教育收益率差异很大,以 12 年为界,初中的教育收益率实际高于职高技校与高中,也就是说初中较之高中和职高技校来讲对人力资本的作用更大,而中专最高,达到 9%,是高中和职高技校的 1 倍,与大专非常接近,基本符合中专这级教育在建国后的设定初衷。近年来部分中专学校逐渐向大专院校转型,也符合中专教育在人力资本形成中的特点。大学本科是各种教育中阶段收益率最高的,达到 14.9%,其次是研究生 13.8%。在各阶段内收益率总体呈上升的情况下,有明显的双峰 M 型特征,峰值分别出现在初中和本科。

表 8 城镇各等级教育的教育收益率变动

教育等级	初中	职高技校	高中	中专	大专	本科	研究生
年限	9	12	12	12	15	16	19
收益率	0.018	0.024	0.025	0.036	0.04	0.056	0.069
等级收益率	0.162	0.288	0.3	0.432	0.6	0.896	1.311
等级内收益率	0.054	0.042	0.046	0.09	0.11	0.149	0.138

数据来源:根据表 7 的结果计算得到。

由于高中、中专和职高技校以及本科和专科是并列而非继起关系,因此,根据当前受教育先后关系可以将人力资本投资过程分为下述四种模式(见表 9)。四种模式的教育收益率变动整体上呈现阶梯式上升,但也存在明显差异。其中,模式 1 和模式 2 是当前教育体制的主要模式。但这两种模式存在较大的问题,即沿着该顺序教育收益率不是一直上升,其中,模式 1 出现两次下降,分别发生在高中和研究生两个阶段;模式 2 只在高中阶段出现一次教育收益率下降。这种收益率下降的后果就是增加了选择模式 1 和模式 2 进行人力资本投资的风险,因此,作为风险规避者将直接选择模式 3 或模式 4 以规避风险。模式 3 的各等级教育收益率变化过程最理想,在该模式下各个阶段的教育收益率严格按阶梯形状上升,因此,投资风险最小,即使不能继续进行下一阶段的教育也能获得较前一阶段更高的收益。而模式 4 最不可取,因为模式 4 各个阶段的教育收益率都不高于前三种,而且在初中以后其收益下降幅度最大。模式 1、模式 2、模式 3 之间不能相互衔接明显造成人力资本投资的浪费,这是因为高能力的风险规避者因规避模式 1 和模式 2 的人力资本投资风险将选择模式 3,从而达不到人

力资本投资的最佳规模,造成人力资源浪费;相反,低能力的风险偏好者获得高人力资本投资的机会后,要花费较多资源才能获得与高能力者相同的人力资本存量,导致整个社会的人力资源和物质资源都达不到最优配置。因此,必须改革当前教育模式。首先,提高高中阶段的教育收益率。模仿中专无疑是一种好的方式,即在以基础知识教育为主的同时,引入小量技能学习以适合劳动力市场的需要。其次,打通中专和本科之间的界限。中专优于技校在于其具有比较好的基础教育,而良好的技能学习又强于高中,因此只需要打通中专到本科的界限就可以弥补中专不能获得本科高收益的弊端,增加劳动力人力资本投资的可选择性,也更有利于劳动力根据自身特征进行投资。

表9 城镇人力资本(教育)投资模式

模式	教育过程				
模式1	小学	初中	高中	本科	研究生
模式2	小学	初中	高中	大专	研究生
模式3	小学	初中	中专	大专	研究生
模式4	小学	初中	职高技校	大专	研究生

五、简要结论

实证结果表明,中国城镇人力资本形成过程中教育是最主要因素,而经验作用不显著,而且部门之间不存在差异,因此,对专用性技能的需求并不紧迫。个人特征中只有性别、婚姻状况两项对人力资本形成有显著影响,这与传统观念有关;而户籍、党员等身份特征的作用并不显著,说明城镇劳动力市场不存在身份歧视。迁移次数与劳动力收入之间存在稳定的正相关关系,这与当前大量迁移发生在农村到城镇,不发达地区到发达地区引发劳动力配置效率提高以及地区之间的差异所造成的收入水平有关。教育的收益率超过8%,达到发展中国家的平均水平,但低于亚洲各国的平均水平,说明劳动力市场的市场化水平虽有一定程度的提高,但还有待进一步深化。不仅如此,各等级教育的收益率呈现边际递增的情况,与Psacharopoulos(1981、1985)的研究结论也不一致,劳动力市场供求状况存在缺口,或存在制度性障碍。另外,当前的教育模式存在较大的弊端,它提高了向更高等级教育投资的风险,无法实现人力资本与物质资本投资的最优规模。因此,必须改革当前的教育体制,理顺人力资本投资的模式,加速劳动力市场化进程,突破制度性障碍的束缚。

* 本文所用数据由国家社会科学基金、中国人民大学社会学系李路路教授与香港科技大学社会科学部边燕杰教授联合主持的《中国综合社会调查(CGSS)》项目提供,作者在此一并感谢,当然本文内容由作者个人承担。

注释:

①Mincer J. Human capital and the labor market: A review of current research. Education Researcher, 1989, 18: 27-34.

②东部地区包括:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 省、市;中部地区包括:山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 省;西部地区包括:内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、新疆 9 省、市、自治区。

参考文献:

- [1]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,(4):65—72.
- [2]李实,丁赛. 中国教育收益率的长期变动趋势[J]. 中国社会科学,2003,(6):58—72.
- [3]罗楚亮. 城镇居民教育收益率及其分布特征[J]. 经济研究,2007,(6):119—129.
- [4]齐良书. 国有部门劳动工资制度改革对教育收益率的影响——对 1988—1999 年中国城市教育收益率的实证研究[J]. 教育与经济,2005,(4):19—25.
- [5]王海港,李实,刘京军. 城镇居民教育收益率的地区差异及其解释[J]. 经济研究,2007,(8):73—81.
- [6]Junsen Zhang, Yaohui Zhao, Albert Park and Xiaoqing Song. Economic return to schooling in urban China, 1988—2001[J]. Journal of Comparative Economics, 2005,33: 730—752.

The Impacts of the Features of Individuals, Sectors and Families on the Human Capital of Urban Areas in China

YANG Xin-ming¹, WANG Bo²

(1. *Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100836, China*;
2. *School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China*)

Abstract: Based on the data of CGSS in 2003, the paper studies the factors such as education grade, sector difference, experience, and the features of regions and families on the human capital of urban areas in China. The results suggest that, on the one hand, the return rate of education in urban areas in 2003 is 8.3%, and the law of diminishing marginal return rate of education has no effect; and the human capital return in east areas is obviously higher than the one in central and west areas; the migration of labour force can raise the human capital return. On the other hand, different from the most of past researches, the sector difference of employment has no significant effect on human capital, but the family factor, especially the human capital stocks of parents, has significantly positive and stable effects on the human capital formation of their children.

Key words: human capital; education grade; sector difference; experience
(责任编辑 许 柏)