

农村迁移劳动力就业与工资决定： 教育与培训的重要性

王德文 蔡 昉 张国庆*

摘 要 在城市劳动力市场上,农村劳动力根据个人的人力资本积累状况和当地的劳动力市场条件,在成为自我经营者和工资收入者之间进行就业选择。简单的 Mincer 工资方程回归结果显示,工资收入者比自我经营者的教育回报率高出 2 个百分点左右。在矫正了样本选择偏差之后,拓展的 Mincer 工资方程对工资收入者的教育回报率估计结果在 5.3%—6.8% 之间。从培训角度看,简单培训、短期培训和正规培训对农村迁移劳动力再流动都有显著作用,但简单培训对农村迁移劳动力的工资收入作用不显著,而短期培训和正规培训则对其工资收入有着重要的决定作用。此外,工资拖欠等权益保护问题也对农村劳动力再流动有重要影响。在处理农村迁移劳动力的个人异质性和教育内生性问题时,本文还发现父母受教育年限不是一个理想工具变量。

关键词 农村迁移劳动力, 就业选择, 再流动, 教育与培训的回报率, 处理效应模型

一、引 言

农村劳动力向城市大规模流动,是改革以来推动中国劳动力市场发育的一支重要力量。数据显示,农村外出劳动力数量由 2003 年的 1.14 亿人上升到 2006 年的 1.32 亿人(国家统计局,2005,2007)。这种大规模流动对经济结构调整和城市发展所产生的积极影响,逐渐为户籍制度改革和劳动力市场发育创造了有利条件。改革以来从允许流动到鼓励流动的政策变迁,预示着中国农村劳动力流动进入了一个崭新的时期。

农村劳动力流动是以市场为导向的,在工资信号的引导下,由劳动力市场的供求机制实现就业。研究表明,农村迁移劳动力具有以青壮年为主、受

* 王德文、蔡昉,中国社会科学院人口与劳动经济研究所;通信地址:北京市建国门内大街 5 号,100732; E-mail: wangdw@cass.org.cn, caifang@cass.org.cn。张国庆,国际劳工组织北京局;通信地址:北京市朝阳区亮马河南路 14 号,100600; E-mail: zhangguoqing@ilobj.org.cn。

教育程度较高、男性多于女性等群体特征(国家统计局, 2005)。这些特征是劳动力市场机制起作用的结果。从需求看, 年龄和受教育程度往往与生产率有着一定联系, 而女性在婚育年龄之后面临着非农就业参与率下降等问题, 因而, 劳动力市场供求匹配结果使得男性和具有较高人力资本的农村劳动力流向城市和非农部门。

城市较高的教育回报率也是诱发农村劳动力向城市迁移的重要因素。改革初期, 中国的教育回报率平均在 3.3% 左右, 而且农村的教育回报率高于城市 (Johnson and Chow, 1997)。¹ 随着 90 年代以来就业市场化改革, 城市教育回报率不断上升, 从 1991 年的 6.8% 上升到 2000 年的 8.5% (陈晓宇等, 2003), 或者从 1988 年的 4.0% 上升到 2001 年的 10.2% (Zhang *et al.*, 2005), 接近普通发展中国家的水平 (Psacharopoulos, 1992)。与城市相比, 农村教育回报率偏低。Ho *et al.* (2002) 利用 1998 年乡镇企业调查资料估计发现, 农村教育回报率在 3.2%—5.4% 之间。在城乡教育回报率有显著差异的情况下, 农村劳动力向城市流动的规模不断扩大, 以期获得较高的教育回报率。de Brauw and Rozelle (2006) 利用 2000 年农村住户资料研究发现, 农村迁移劳动力的教育回报率平均在 6.4% 左右, 高于农村劳动力市场上的教育回报率。

在中国农村劳动力流动的研究文献中, 分析教育回报率的文献较多。由于数据可得性问题, 分析教育和培训等因素对就业选择和工资决定效应的文献相对较少。本文将尝试分析教育和培训对农村迁移劳动力就业选择与工资决定的影响。文章余下部分的安排是: 第二部分提出了一个中国农村劳动力流动的分析框架。第三部分对数据来源做了介绍和描述。第四部分讨论了农村迁移劳动力的就业选择和再流动问题。第五部分考察了农村迁移劳动力的工资决定问题。第六部分利用处理效应模型估计了培训的平均回报率。最后是本文的结论和政策建议。

二、一个分析框架

在工业化和城市化过程中, 农村劳动力向城市流动一般采用单向迁移模式, 从农村迁入城市之后, 便不再返回农村, 即使有循环式迁移 (Circular Migration), 但比例很低。随着工业化发展, 城市化水平不断提高, 经济结构和就业结构发生相应改变, 农业占国内生产总值比例和农业就业比例均会出现大幅度下降。这个发展过程已经为发达国家和新兴工业化国家或地区的经

¹ Byron and Manaloto (1990)、Maurer-Fazio (1999) 等人估计的城市教育回报率更低, 处于 1.4%—2.9% 之间。

验所证实。

由于户籍制度的存在，中国城市化与工业化之间没有同步发展。2006年，农业占国内生产总值比例已经降到11.7%，而农业就业比例仍保持在42.6%。在户籍制度制约下，农村劳动力向城市流动，几乎都是采取以年为单位的循环式迁移模式，只有很少的农村劳动力才能突破户籍制度的藩篱，变成城市居民，在城市中永久地定居下来。在循环式迁移过程中，农村劳动力向城市流动一般要面临多次选择。例如，是否外出、外出之后寻找什么样的工作、春节返乡后是否再次外出，等等。正是这种循环式迁移，农村劳动力始终进行着“去”或“留”的决策。

经典的迁移模型通常将城市经济划分为正规经济和非正规经济两个部门，它们分别对应着正规劳动力市场和非正规劳动力市场。一些研究表明，在发展中国家，农村劳动力主要集中在城市非正规部门，通过自我雇用的方式，获得维持自己生计的收入，以便等待获得从事正规部门较高工资的机会。由于正规部门就业创造能力有限，随着迁移数量上升，非正规部门的就业数量和比例将不断扩大，从而存在着严重的就业不足和失业等问题（Harris and Todaro, 1970；Fields, 1974）。与此相反，中国农村迁移劳动力虽然在城市非正规部门就业比例较高，但他们的失业率很低（王德文等，2004）。《中国城市就业与社会保障研究》调查也表明，自我经营者通过延长工作时间，获得了高于工资收入者的月收入。

Ranis and Stewart (1999) 对发展中国家的非正规部门做了进一步研究。他们认为，如果把城市非正规部门分解为非传统的动态部门、为正规经济服务的部门和传统的静态部门，那么，即使正规经济就业创造率很低，而非传统的动态部门和为正规经济服务的部门发展，也会为农村劳动力提供众多的就业机会。中国城市劳动力市场发展的事实大体上符合这种情形。虽然自我经营者通常被划为非正规经济范畴，但它有可能属于非传统的动态部门或为正规经济服务的部门。因此，分析农村劳动力的就业选择及其工资决定，对于理解中国城市劳动力市场的演化有着重要的意义。

在以就业为目的的二元经济迁移模型中，农村劳动力的流动决策取决于他们的保留工资和城市不同部门的预期收入比较。如果城市预期收入低于保留工资水平，他们将继续留在农村，从事农业生产活动。如果预期收入大于保留工资，农村劳动力将选择流动进入城市。在做出流动决策之后，一旦农村劳动力进入城市，他们将面临着工资收入者或自我经营者两种选择。他们究竟选择哪种就业类型，在很大程度上取决于个人禀赋（受教育水平、经营素质和能力等）和劳动力市场条件（失业率高、制度和政策的制约等）。

从个体角度看，城市劳动力市场条件是给定的。如果成为工资收入者的教育回报率高，那么，农村劳动力倾向于寻找一份有工资收入的工作岗位；相反，如果成为自我经营者的教育回报率高，那么，农村劳动力将极有可能

成为自我经营者。因此,个人的人力资本积累水平在其就业选择和工资决定中将扮演重要角色。同样地,在户籍制度作用下,进城农村迁移劳动力通常以年为单位进行循环式迁移决策。下一年度是否外出,个人也会做流动机会成本和预期收益比较。如果预期收益低或存在一定的收入风险,如工资拖欠等问题,那么,外出的可能性将会大大降低。在个人做再流动迁移决策时,教育和培训所形成的人力资本及其回报率因素也是非常重要的决策变量。

三、数据来源和描述

本文数据有两个来源:一是来自2005年中国社会科学院人口与劳动经济研究所在12个城市开展的《中国城市就业与社会保障研究》问卷调查。这次调查采取分层等距随机抽样方法抽取了5520外来户和12820个人,剔除外来移民中24.3%非农业户口的劳动力,最后用于分析的样本数量为4179户和9954个人。调查问卷收集了个人特征(如年龄、性别、受教育程度、婚姻状况、政治面貌)和就业状况(如个人工作史、就业类型、行业、职业、工资收入)等信息,以及父母的受教育年限等家庭信息。利用家庭背景信息作为工具变量,可以尝试分析教育的内生性问题。

根据《中国城市就业和社会保障研究》调查资料,农村迁移劳动力的自我经营比例非常高,12个城市平均接近60%。²分城市看,除了无锡、珠海和深圳外,其他城市的自我经营者比例都超过50%。武汉、西安和宝鸡三个城市自我经营者比例均超过70%。5个省会城市的农村迁移劳动力自我经营比例平均为69.3%,比周边的5个中等城市高出22.1个百分点。从月工资比较看,5个省会城市的自我经营者月平均收入是工资收入者的1.13倍,5个中等城市自我经营者的月平均收入是工资收入者的1.29倍。由于自我经营者的工作时间较长,经过工作时间调整之后,5个省会城市自我经营者的小时工资收入相当于工资收入者的82%,而5个中等城市自我经营者的小时收入比工资收入者的小时工资高出17%(见表1)。

二是劳动和社会保障部在2006年春季和2007年春季的《农村外出务工人员就业情况问卷调查》。这是劳动和社会保障部从2006年开始,在每年春节前做的专项调查。这项调查在农村迁移劳动力输出示范县对返乡过年的农村迁移劳动力进行随机抽取调查,调查地点一般选择在长途汽车站、火车站等,每个县调查数量不少于100人,调查内容比较简单,主要收集了性别、年龄、受教育年限、培训状况、个人工资、就业地点和行业、工资拖欠情况

² 据国家统计局2006年调查显示,分布在制造业和建筑业的农村迁移劳动力比例分别为35.7%和20.5%。在利用社区资料作为样本框的抽样过程中,由于很容易把建筑业和制造业等行业的农村迁移劳动力部分遗漏,因此,这会在一定程度上高估农村迁移劳动力自我经营的比例。

表1 农村迁移劳动力就业方式与工资水平

城市	就业类型(%)			月工资(元)			小时工资(元/小时)		
	自我经营者	工资收入者	合计	自我经营者(1)	工资收入者(2)	(3)=(1)/(2)	自我经营者(4)	工资收入者(5)	(6)=(4)/(5)
上海	60.9	39.1	100.0	1463.1	1153.1	1.27	5.4	5.7	0.94
武汉	76.3	23.7	100.0	921.6	805.4	1.14	3.2	4.2	0.77
沈阳	66.1	33.9	100.0	768.8	825.9	0.93	2.9	3.8	0.76
福州	52.7	47.3	100.0	1151.1	850.5	1.35	4.0	4.0	1.00
西安	72.7	27.4	100.0	1043.4	945.1	1.10	3.5	4.3	0.83
大庆	56.0	44.0	100.0	950.0	675.3	1.41	3.6	3.4	1.06
无锡	42.3	57.7	100.0	1570.9	1211.6	1.30	6.7	5.7	1.18
宜昌	56.0	44.0	100.0	961.4	648.0	1.48	3.4	2.9	1.18
本溪	68.2	31.9	100.0	662.3	876.7	0.76	2.9	3.8	0.76
珠海	39.6	60.4	100.0	1635.7	1190.2	1.37	7.4	5.8	1.29
宝鸡	75.7	24.3	100.0	688.2	620.9	1.11	2.4	2.7	0.89
深圳	23.9	76.1	100.0	2224.9	1733.5	1.28	9.0	9.5	0.95
5个省会城市	69.3	30.7	100.0	1102.4	979.5	1.13	3.9	4.7	0.82
5个中等城市	47.2	52.8	100.0	1506.1	1171.0	1.29	6.6	5.6	1.17
合计	59.8	40.3	100.0	1196.4	1150.6	1.04	4.4	5.7	0.77

资料来源：中国社会科学院人口与劳动经济研究所，2005年《中国城市就业与社会保障研究》问卷调查。

和下一年外出意向等信息。由于不回乡过年的农村迁移劳动力无法纳入样本框，因此，也存在着一定的样本偏差问题。2006年春季调查覆盖了25个省份的48个县，收集了5300名农村外出务工人员的基本信息。2007年春季调查则覆盖了25个省份的46个县，收集了5130名农村外出务工人员的基本信息。

从计量角度看，为了考察教育和培训对农村劳动力流动就业和收入的影响，一般需要采用小时工资数据进行分析。《中国城市就业与社会保障研究》调查数据能够提供小时工资数据来做教育回报率分析，但该套数据中有关培训的比例非常低，只有3.7%，不适宜做计量分析。相反，《农村外出务工人员就业情况问卷调查》则弥补了这方面的不足。根据劳动和社会保障部的两次调查（见表2），在2005年，参加过15天以下的简单培训的占24.6%，15—90天短期培训的占18.9%，超过90天的正规培训的占13.7%，参加过培训的比例合计为57.2%。在2006年，参加过15天以下的简单培训的占21.5%，15—90天短期培训的占20.2%，超过90天的正规培训的占13.1%。由于简单培训属于引导性培训性质，对外出劳动力的技能形成没有实质的提高。如果把短期培训和正规培训加在一起计算，劳动和社会保障部的调查数据接近国家统计局的结果。根据国家统计局调查资料，2005年和2006年农村外出劳动力参加过专业技能培训的比例分别达到34.4%、35.2%（国家统计局，2006，2007）。

表2 农村外出务工人员接受过培训状况(%)

年份	2005	2006	合计
没接受过培训	42.8	45.3	44.0
小于15天的简单培训	24.6	21.5	23.1
15—90天的短期培训	18.9	20.2	19.6
超过90天的正规培训	13.7	13.1	13.4
合计	100.0	100.0	100.0
样本数量	5300	5130	10430

资料来源:劳动和社会保障部,2006年和2007年《农村外出务工人员就业情况问卷调查》。

这两套资料的互补性表现在:(1)利用《中国城市就业与社会保障研究》可以用来分析农村迁移劳动力就业选择和教育回报率问题,但不适宜于分析培训的回报率问题;(2)利用《农村外出务工人员就业情况问卷调查》可以用来分析教育和培训等因素对再流动的影响,以及培训的回报率问题,但不适宜于分析教育的回报率问题。为了便于与文献中的估计结果比较,本文选择长期流动的农村迁移劳动力工资方程,来估计农村迁移劳动力的教育和培训回报率。

四、就业选择和再流动

利用《中国城市就业与社会保障研究》调查数据,本文计算了个人特征变量(包括性别、婚姻状况、受教育程度、经验、经验平方项、政治面貌、迁入所在城市的亲戚或朋友数量、家庭人口规模等)和劳动力市场条件(城市虚拟变量)对农村劳动力就业选择的边际影响。在给定个人特征变量(X)和劳动力市场条件变量(D)之下,农村迁移劳动力成为工资收入者($Z=1$)的概率为: $P_i(Z=1|X,D)=\text{Prob}(X\beta+\gamma D+\epsilon>0)$ 。等式中, β,γ 为控制了其他变量之后的边际效应, ϵ 为随机扰动项。边际效应的概率选择模型回归结果见表3。

在回归方程(1)中只有离婚或丧偶的婚姻变量和经验平方项不显著。在回归方程(2)中,我们引入了反映社会资本的政治面貌和社会网络状况的指标,以便观察它们是否影响农村劳动力的择业行为,结果发现两者都不显著。根据回归方程(2)的结果,我们小结如下:

第一,男性比女性更易于选择工资收入者。在控制了其他变量的条件下,男性成为工资收入者的边际概率比女性高出13.8%。

第二,婚姻状况和家庭人口规模对农村迁移劳动力的就业选择也有显著性的影响。在控制了其他变量的条件下,已婚、离婚或丧偶会使得农村迁移劳动力成为工资收入者的概率降低14.8%—18.6%,家庭人口规模每增加1人也使得农村迁移劳动力成为工资收入者的概率下降6.2%。这种结果可能是家庭决策既要考虑解决收入创造问题,同时也需要考虑照顾家庭其他成员等问题。

表3 农村迁移劳动力就业选择概率模型的估计结果
(dprobit 模型, 工资收入者=1)

	(1)	(2)
性别(男性=1)	0.140 (5.25)**	0.138 (5.18)**
婚姻状况(已婚=1)	-0.185 (3.65)**	-0.186 (3.66)**
婚姻状况(离婚或丧偶=1)	-0.149 (1.51)	-0.148 (1.50)
受教育年限(年)	0.011 (2.07)*	0.011 (2.00)*
经验(年)	-0.010 (2.18)*	-0.010 (2.17)*
经验的平方(年的平方)	0.000 (1.90)	0.000 (1.88)
获得过培训(是=1)	0.133 (2.34)*	0.132 (2.32)*
家庭人口规模(人)	-0.062 (4.81)**	-0.062 (4.77)**
政治面貌(党员=1)		0.062 (0.71)
迁入前在本市的亲戚或朋友数量(人)		-0.000 (0.60)
截距项	7 030	7 030

资料来源：中国社会科学院人口与劳动经济研究所，2005年《中国城市就业与社会保障研究》问卷调查。

注：(1) 括号中为 z 稳健估计值，* 代表 5% 显著水平，** 代表 1% 的显著水平。(2) 为了简洁，城市虚拟变量的估计值略去。

第三，教育和培训能够显著提高农村迁移劳动力选择为工资收入者的概率。在控制了其他变量之后，受教育年限每上升 1 年，农村迁移劳动力成为工资收入者的概率提高 1.1%；如果获得过培训，农村迁移劳动力成为工资收入者的概率会提高 13.2%。

第四，经验变量对选择为工资收入者的边际影响表现为，随着年龄上升，选择为工资收入者的可能性先降后升。

第五，政治面貌和输入地的社会网络对个人的就业类型选择并没有显著影响。

根据劳动和社会保障部调查，2006 年和 2007 年分别有 74.6%、75.6% 的农村迁移劳动力表示继续外出。为了计算不同变量对农村迁移劳动力再流动的边际影响，我们设定外出为 1，其他为 0，采用 dprobit 模型得到回归方程结果见表 4。在表 4 中，性别、教育和培训、工资拖欠等变量的回归系数值都达到了 1% 或 5% 的显著性水平，而经验、经验平方项的回归系数均不显著。

表4 农村迁移劳动力的再流动选择模型估计结果

dprobit 模型(外出=1)		
性别(男性=1)	0.043	(3.97)**
受教育年限(年)	0.007	(2.14)*
经验(年)	-0.000	(0.17)
经验平方项	0.000	(0.51)
简单培训(是=1)	0.085	(6.69)**
短期培训(是=1)	0.112	(8.43)**
正规培训(是=1)	0.084	(5.51)**
年份变量(2007年=1)	0.004	(0.41)
少部分工资拖欠(是=1)	-0.126	(9.24)**
大部分工资拖欠(是=1)	-0.220	(4.02)**
全部工资拖欠(是=1)	-0.270	(2.43)*
观察值		7960

资料来源:劳动和社会保障部,2006年和2007年《农村外出务工人员就业情况问卷调查》。

注:(1)括号中为 t 稳健估计值,*代表5%显著水平,**代表1%的显著水平。(2)为了简洁,输入地和输出地的虚拟变量估计值略去。

从教育和培训来看,在控制了其他变量的情况下,受教育程度提高一年,选择外出的概率提高0.7%;获得短期培训的边际效应最大,为11.2%;获得简单培训能够提高再流动概率达到8.5%,获得正规培训能够提高再流动概率8.4%。由此可见,针对农村迁移劳动力的培训不论时间长短,都能显著地提高他们的再流动概率。

工资拖欠对农村迁移劳动力的再流动有负向激励作用。根据劳动和社会保障部调查,2006年有19.6%的农村迁移劳动力存在着工资拖欠问题,2007年,工作拖欠状况略有好转,下降到有18.7%。在控制了其他变量的情况下,与不存在工资拖欠相比较,有少部分工资拖欠的农村迁移劳动力再流动概率减少12.6%,而有大部分工资拖欠或存在全部工资拖欠的农村迁移劳动力,再流动概率分别下降22.0%和27.0%。因此,切实解决农村迁移劳动力工资拖欠问题,维护其合法权益,能够有力地促进农村迁移劳动力再流动。

五、教育与工资决定

人力资本理论认为,个人收入差异来源于个人的人力资本投资和积累差异。经验解释通常采用Mincer(1974)工资方程,来估计教育回报率的高低,观察劳动力市场变化,并讨论人力资本对收入和工资的决定作用。Mincer工资方程是一个经验性的方程,它的半对数函数形式如下:

$$\ln(Y_i) = \ln(Y_{0i}) + rS_i + \beta_1 E_i + \beta_2 E_i^2 + \epsilon_i$$

式中, Y_i 代表个人收入或小时工资, Y_{0i} 代表初始收入水平或生存工资, S_i 代表受教育程度, E_i 代表经验, E_i^2 代表经验的平方, ϵ_i 代表误差项。

利用 Mincer 方程估计教育回报率涉及两个重要问题：一是关于个人能力的异质性问题，即能力偏差问题（Griliches, 1977）。如果在回归方程中没有考虑到个人能力的异质性，那么，教育回报率的估计结果就存在着偏差。假定在上述方程中还应包含反映个人能力的变量 A_i ，那么，真实的方程函数形式为：

$$\ln(Y_i) = \ln(Y_{0i}) + rS_i + \beta_1 E_i + \beta_2 E_i^2 + \beta_3 A_i + \epsilon_i$$

如果能力变量缺失，那么，教育回报率估计值为： $\rho \lim \hat{r} = r + \beta_3 \frac{\text{Cov}(S_i, A_i)}{\text{Var}(S_i)}$ 。假定个人能力与教育之间存在正相关，那么，实证分析就会导致高估教育的回报率。在实际处理这类问题时，通常是加入更多的控制变量，如个人的智商或能力分值（aptitude scores）以及家庭背景等变量来加以处理。

估计教育回报率的另外一个问题涉及教育的内生性问题（Carneiro *et al.*, 2003; Heckman *et al.*, 2003）。目前，经济学中尝试采用准自然试验（Quasi-Natural Experiment）等方法来解决这个问题。在回归技术上，常用家庭背景等作为工具变量来处理教育的内生性问题。家庭背景是否是一个好的工具变量，计量经济学中也有不同的争论。Card（1999）认为，家庭背景如果不能对工资收入决定有直接影响，或用来反映缺失的个人能力变量的效应，那么，它就不是一个理想的工具变量。但是，Conneely and Uusitalo（1999）在利用芬兰数据的模拟研究中发现，利用家庭背景作为工具变量拒绝它和工资方程中残差项无关的假设。

家庭背景对教育回报率影响的经济机制比较复杂。Altonji and Dunn（1996）认为，父母的受教育程度不仅影响子女在校的学习状况，而且也对他们入学前的教育质量产生影响，这些差异将会反映到他们成年后的劳动力市场表现。Maria and Asuncion（2003）强调，家庭背景和教育回报率之间的关系反映了一种社会和经济结构。在这种社会和经济结构下，家庭和社会的影响对不平等在代际之间的转移起到重要的作用。如果财富和受过良好教育的父母可以为子女提供更多更好的学习机会，那么家庭背景对子女的教育获得就会有影响（姚先国等，2006）。因此，Shultz（1988）指出家庭背景可以作为未观测变量的代理变量如个体的技能和教育质量。

一些研究表明，家庭背景对教育回报率有显著的正向效应。Heckman and Hotz（1986）在研究男性工资决定方程中发现，加入了父亲和母亲的教育变量确实对子女收入有正的影响，母亲教育的作用甚至更大。当把父母的教育放进回归方程后，男性工资方程中的教育回报率下降了 25%。de Brauw and Rozelle（2006）利用农村住户资料研究也发现，父母的教育对子女的非农就业收入有正向影响。

在本文实证分析中，我们采取三种方式来处理 Mincer 方程：一是估计简单的 Mincer 方程。二是引入个人的性别、婚姻状况、政治面貌、培训等变

量,以及父母的受教育年限等变量,对拓展的 Mincer 方程进行回归估计。这种处理方法主要是用来解决本节讨论中处理个人异质性问题。三是利用父母受教育年限和个人上小学地点作为工具变量来处理教育内生性问题。

在对变量处理中,经验是将年龄减去受教育年限、再减去 6 得到。经验平方项用来控制收入或工资与经验之间的非线性关系。将政治面貌引入工资方程,是用来观察政治资本对农村迁移劳动力工资决定的影响。将培训引入工资方程,则是观察培训对农村迁移劳动力工资的决定作用。

利用《中国城市就业与社会保障研究》调查数据,表 5 报告了农村迁移劳动力工资方程回归估计结果。表中分别估计了自我经营者、工资收入者和所有农村迁移劳动力的工资方程。我们首先是采用简单的 Mincer 方程来进行回归估计,然后采用扩展的 Mincer 方程进行估计,最后是采用工具变量法来估计 Mincer 方程。因此,表中回归方程(1)、(2)、(4)、(5)、(7)、(8)是采用一般最小二乘法的稳健估计结果;回归方程(3)、(6)、(9)是采用工具变量法得到的回归结果。

从简单的 Mincer 工资方程回归结果看,所有解释变量的回归系数都达到了 1% 的显著水平,并且在方向上也与理论预期一致。在自我经营者的回归方程中,教育回报率为 4.7%。在工资收入者的回归方程中,教育回报率为 6.8%。在所有农村迁移劳动力回归估计中,教育回报率为 5.6%。可见,如果对农村迁移劳动力的就业类型不加以分类,那么,回归结果会造成低估工资收入者的教育回报率问题。

从拓展的 Mincer 工资方程回归结果看,培训、父亲的受教育年限等变量的回归系数,在所有方程中都不显著。婚姻状况的回归系数在回归方程(6)中达到 1% 的显著水平,但在回归方程(3)和(9)中不显著。性别在所有方程中都达到 1% 的显著水平,母亲的受教育年限的回归系数在回归方程(2)和(8)中达到显著水平,但在回归方程(5)中不显著。由于经验及其平方项与引入新变量之间存在一定的线性关系,结果使其在回归方程(5)中的回归系数并不显著。

正如前文分析,引入新变量作为对能力或缺失变量的处理之后,教育回报率均有所下降。与简单的 Mincer 回归方程结果比较,自我经营者和工资收入者的扩展 Mincer 回归方程中,教育回报率均下降了 2.1 个百分点;而所有农村迁移劳动力的回归方程中教育回报率下降了 2.2 个百分点。

在扩展的 Mincer 方程中,采用父母受教育年限作为家庭背景变量对两种就业类型的影响不同。在自我经营者的回归方程中,母亲受教育年限对个人收入有显著影响。但是,在工资收入者的工资方程中,父母的受教育年限都不显著。³ 这点发现很有意思,父母的教育年限作为家庭背景变量,可能反映

³ 如果把父母的受教育年限分别单独引入扩展的 Mincer 回归方程,在自我经营者的回归方程中,两者都显著,但母亲的受教育年限边际效应大于父亲的受教育年限,但在工资收入者的回归方程中,两者都不显著。

表5 农村迁移劳动力的小时工资或收入回归方程估计结果

	自我经营者			工资收入者			所有农村迁移劳动力		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
受教育年限	0.047 (4.93)**	0.026 (2.59)**	0.078 (7.38)**	0.068 (14.61)**	0.047 (8.49)**	-0.034 (1.53)	0.056 (17.94)**	0.034 (10.01)**	0.048 (4.91)**
经验	0.030 (3.22)**	0.026 (2.20)*	0.025 (4.64)**	0.013 (3.62)**	-0.010 (1.76)	-0.037 (3.94)**	0.015 (5.82)**	0.006 (1.58)	0.005 (1.11)
经验平方项	-0.001 (3.30)**	-0.001 (2.47)*	-0.000 (4.33)**	-0.000 (3.86)**	0.000 (0.13)	0.000 (1.88)	-0.000 (5.98)**	-0.000 (2.93)**	-0.000 (2.59)**
性别(男性=1)	0.270 (5.66)**	0.270 (5.66)**	0.211 (8.93)**	0.293 (10.04)**	0.293 (10.04)**	0.359 (10.17)**	0.295 (16.99)**	0.274 (14.29)**	0.274 (14.29)**
婚姻状况(已婚=1)	-0.040 (0.31)	-0.040 (0.31)	-0.018 (0.30)	0.049 (1.17)	0.049 (1.17)	0.219 (3.49)**	0.049 (0.00)	-0.000 (0.00)	-0.026 (0.77)
政治面貌(党员=1)	-0.171 (1.24)	-0.171 (1.24)	-0.211 (2.75)**	0.103 (1.27)	0.103 (1.27)	0.195 (2.20)*	0.103 (0.97)	-0.053 (0.97)	-0.061 (1.08)
培训(是=1)	-0.052 (0.55)	-0.052 (0.55)	-0.094 (1.09)	-0.042 (0.72)	-0.042 (0.72)	-0.034 (0.56)	-0.034 (1.08)	-0.052 (1.08)	-0.036 (0.74)
父亲受教育年限	0.007 (0.80)	0.007 (0.80)	0.007 (0.80)	0.001 (0.14)	0.001 (0.14)	0.003 (0.97)	0.003 (0.97)	0.003 (0.97)	0.003 (0.97)
母亲受教育年限	0.029 (2.98)**	0.029 (2.98)**	0.029 (2.98)**	-0.003 (0.58)	-0.003 (0.58)	0.018 (5.78)**	0.018 (5.78)**	0.018 (5.78)**	0.018 (5.78)**
截距项	0.509 (3.43)**	0.527 (2.67)**	0.371 (2.53)*	0.737 (11.57)**	0.995 (12.05)**	1.956 (7.67)**	0.685 (15.35)**	0.771 (13.83)**	0.910 (7.69)**
观察值	3 909	3 617	3 617	2 429	1 987	1 987	6 343	5 609	5 609
R-squared	0.19	0.23	0.18	0.24	0.28	0.20	0.22	0.25	0.25

资料来源：中国社会科学院人口与劳动经济研究所，2005年《中国城市就业与社会保障研究》问卷调查。

注：(1) 括号中为t或z稳健估计值，*代表5%显著水平，**代表1%的显著水平。(2) 为了简洁，城市虚拟变量的估计值略去。

了一些家庭传承的或个人禀赋相关的经营素质等能力,但这些能力在利用劳动力市场获得工资收入上,则没有优势。

从工具变量法的回归结果看,对于处理农村迁移劳动力的教育内生性问题,特别是用来估计工资收入者的回归方程,父母受教育年限并不是良好的工具变量。利用工具变量处理之后,自我经营者的教育回归率上升到7.8%,而工资收入者的教育回报率变为负数,而且也不显著。⁴

在利用工资收入者的资料估计教育回报率时,应考虑样本选择问题。表6是 Heckman 选择方程(Heckman, 1979)的估计结果。在简单的 Mincer 方程中, Mills 反比值(Inverse Mills Ratio)达到了1%或5%的显著水平。在新的估计中,教育回报率为5.3%—6.8%之间。利用简单方程估计的教育回报率为5.3%,与表6中相同,但与表5中扩展的 Mincer 方程相比,矫正了样本选择之后得到的教育回报率为5.3%,高出了0.6个百分点。

表6 农村迁移劳动力工资的 Heckman 选择方程估计结果

	(1) 工资方程	(2) 就业选择方程	(3) 工资方程	(4) 就业选择方程
受教育年限(年)	0.068 (13.51)**	0.017 (2.35)*	0.053 (10.11)**	0.017 (2.35)*
经验(年)	0.008 (1.55)	-0.034 (5.03)**	0.000 (0.09)	-0.034 (5.03)**
经验平方项	-0.000 (3.02)**	0.001 (5.27)**	-0.000 (2.04)*	0.001 (5.27)**
家庭规模		-0.204 (11.37)**		-0.204 (11.37)**
婚姻状况		-0.570 (8.42)**	0.062 (1.06)	-0.570 (8.42)**
性别(男性=1)		0.026 (0.73)	0.312 (11.91)**	0.026 (0.73)
政治面貌(党员=1)		0.004 (0.03)	0.074 (0.81)	0.004 (0.03)
培训情况(是=1)		0.323 (3.89)**	0.088 (1.68)	0.323 (3.89)**
父亲受教育年限			0.005 (1.27)	
母亲受教育年限			0.003 (0.62)	
截距项	0.802 (9.80)**	0.958 (7.97)**	0.725 (8.80)**	0.958 (7.97)**
Inverse Mills Ratio	0.159 (2.53)**		0.20 (2.13)*	
观察值	6 131	6 131	6 131	6 131

资料来源:中国社会科学院人口与劳动经济研究所,2005年《中国城市就业与社会保障研究》问卷调查。

注:(1)括号中为 t 稳健估计值,*代表5%显著水平,**代表1%的显著水平。(2)为了简洁,城市虚拟变量的估计值略去。

⁴ 如果只用父母受教育年限作为工具变量,虽然工资收入者的教育回报率为3.6%,但也不显著。而这时,自我经营者的教育回报率变为52.2%。

六、培训的平均处理效应及其回报率

近年来，农村迁移劳动力的就业政策环境发生了根本性的变化。在“公平对待”理念指导下，政府出台了一系列政策措施，包括加大对农村迁移劳动力的培训力度、改善对农村迁移劳动力的公共服务水平，以及把农村迁移劳动力逐步纳入城市社会保障体系等等。例如，2003年9月，国务院办公厅转发了六部委的《2003—2010年全国农民工培训规划》，该规划计划在2003—2005年期间对1000万农村劳动力开展转移就业前的引导性培训，对其中的500万农村劳动力开展职业技能培训，对已进入非农产业就业的5000万农村迁移劳动力进行岗位培训。在2006—2010年期间，对5000万农村劳动力开展转移就业前的引导性培训，并对其中的3000万人开展职业技能培训。2006年3月26日，国务院出台了第一部《关于解决农民工问题的若干意见》，也把加强搞好农村迁移劳动力就业服务和培训放在重要的位置。

随着政府实施培训计划和政策，农村迁移劳动力获得培训的机会和渠道大幅度增加。而培训政策和计划的实施，有些类似于准自然试验性质。在这个过程中，农村迁移劳动力有些参与了培训计划，有些则没有参与培训计划。这样，我们就可以把农村迁移劳动力分成两组：接受过培训和没有接受过培训。如果培训完全由政府制定，不存在农村迁移劳动力选择问题，那么，就可以采取虚拟变量的方法来估计。但是，如果农村迁移劳动力对是否参加培训存在着个人选择问题，那么，就需要采用平均处理效应模型（Average Treatment Effects Model）来估计培训的回报率。否则，就产生有偏估计问题。

平均处理效应模型的一般设定形式如下（Maddala, 1983; Green, 2000）：

$$y_j = X_j\beta + \delta z_j + \epsilon_j$$

其中， z_j 代表由0或1组成的决策变量。这个变量是由一系列潜在变量（Latent Variable）决定，即：

$$z_j^* = W_j\gamma + \mu_j$$

那么，是否参加培训或做出某项决策，将按照下列规则来执行：

$$z_j = 1, \text{ if } z_j^* > 0, \text{ 否则, } z_j = 0$$

《农村外出务工人员就业情况问卷调查》没有收集农村迁移劳动力工作时间，我们只好利用月工资收入来进行回归估计。由于个人就业时间长短不一致，采用月工资收入的回归结果往往导致低估教育回报率。为了消除农村迁移劳动力短期流动对就业时间选择性所产生的问题，我们将就业时间在6

个月以下的样本资料没有纳入回归估计。利用这套资料,我们估计了培训对农村迁移劳动力工资的影响。回归结果见表7。

表7 培训对工资影响的回归方程

	OLS 估计		处理效应模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
年龄				-0.010 (4.01)**
受教育年限	0.024 (7.88)**	0.027 (8.58)**	0.017 (5.47)**	0.200 (19.97)**
经验	0.021 (11.65)**	0.021 (11.54)**	0.022 (12.23)**	
经验平方项	-0.000 (7.59)**	-0.000 (7.56)**	-0.000 (8.35)**	
男性	0.174 (19.15)**	0.179 (19.69)**	0.173 (17.83)**	0.084 (2.22)*
简单培训	0.014 (1.32)			
短期培训	0.066 (5.37)**			
正规培训	0.164 (10.28)**			
培训决策变量		0.099 (10.03)**	0.240 (8.47)**	
年份虚拟变量	0.159 (18.03)**	0.157 (17.76)**	0.156 (17.65)**	
输入地虚拟变量	是	是	是	是
输出地虚拟变量				是
截距项	6.319 (184.16)**	6.305 (184.31)**	6.210 (181.95)**	-2.496 (12.51)**
Hazard			-0.0949 (5.31)	
观察值	6 747	6 747	6 747	6 747
R-squared	0.21	0.21		

资料来源:劳动和社会保障部,2006年和2007年《农村外出务工人员就业情况问卷调查》。

注:括号中为 t 稳健估计值或 z 值,*代表5%显著水平,**代表1%的显著水平。

在表7中,回归方程(1)是将培训作为虚拟变量处理得到的一般最小二乘法的稳健估计结果。回归方程(2)是将参加过短期培训和正规培训设定为1,参加过简单培训和没有参加过培训设定为零,观察培训的平均效应。在处理效应模型中,方程(3)和(4)是考虑了培训决策情况下,将参加过短期培训和正规培训设定为1,将参加过简单培训和没有参加过培训设定为零,观察培训的平均处理效应。在决策变量回归模型中,我们选择了个人年龄、受教育水平、输出地和输入地的虚拟变量作为潜在变量(Latent Variables)。从估计结果来看,除了回归方程(1)中15天简单培训变量外,其他所有变量

的回归系数都达到了5%或1%的显著水平。

如果把不同的培训类型作为虚拟变量处理，在回归方程(1)中，15天简单培训对农村迁移劳动力的工资收入决定没有显著影响，而15—90天的短期培训和90天以上的正规培训对其收入有显著性的作用。在控制其他变量的情况下，与没有参加培训相比，接收过短期培训的农村迁移劳动力工资收入提高6.6%，接受过正规培训的农村迁移劳动力工资收入提高16.4%。结合前文分析可知，简单培训虽然对流动有显著影响，但由于时间短，难以对其技能提高有帮助作用，这样，估计培训的回报率就应该把简单培训和没有参加过培训等同处理，否则，就可能造成低估培训的回报率。回归方程(2)是利用虚拟变量方法来估计培训的回报率，参加过短期培训和正规培训的平均回报率为9.9%。

由于是否参加培训存在内生性问题，采用处理效应模型结果显示，风险值的回归系数达到1%的显著水平，说明需要对培训的决策变量进行处理。在回归方程(3)中，本文采用了个人年龄、性别和受教育程度来控制个人对是否参加培训的影响，同时，还选择了输入地和输出地变量来控制不同地区的培训项目发展状况。从回归方程(3)的结果看，参加过短期培训和正规培训的平均回报率为24.0%，高于回归方程(2)中采取简单工具变量方法所得到的结果，说明有助于人力资本形成的技能培训对提高工资有显著效果。

七、结 论

由于中国劳动力市场发育滞后，加上数据质量和估计方法问题，对中国农村迁移劳动力的教育回报率估计结果一直都比较低。以往研究多数是采用年收入或月收入来进行估计，造成了低估教育回报率问题。本文研究表明，随着城市非正规部门和非正规就业规模的不断扩大，如果对农村迁移劳动力就业类型不加以区别，也会造成农村迁移劳动力的教育回报率低估问题。简单的Mincer工资方程回归结果表明，工资收入者比自我经营者的教育回报率高出2个百分点左右。

在引入新的个人特征或家庭背景等变量之后，本文采用扩展的Mincer方程处理个人的异质性所得到的结果，与以往的研究保持一致。由于这些变量与教育之间具有正相关关系，结果导致教育回报率下降了2个百分点左右。采用父母受教育年限作为工具变量，对自我经营者的回归方程估计有一定效应，但对工资收入者的回归方程估计没有影响。说明父母受教育年限并不是一个理想的工具变量，用来解决个人的异质性和教育的内生性问题。对工资收入者拓展的Mincer工资方程进行样本选择矫正之后，估计得到农村迁移劳动力的教育回报率在5.3%—6.8%之间，小于城市劳动力的教育回报率(Zhang *et al.*, 2005)，但与de Brauw and Rozelle (2006)估计结果相似。

从培训角度看,简单培训有助于农村迁移劳动力再流动,但对其技能提高和工资收入的影响不大。短期培训和正规培训则对其技能提高和工资收入有着重要的决定作用。提高农村劳动力的就业能力是解决农村迁移劳动力就业问题的关键。今后的培训工作除了继续做好对农村迁移劳动力引导性培训外,政策着力点应逐步考虑向短期培训和正规培训倾斜,提高农村迁移劳动力的技能素质和收入创造能力。

随着城市化进城加快,将有越来越多的农村迁移劳动力进入城市。为了完成从“农民”向“市民”的转换过程,在利用教育和培训提高农村迁移劳动力就业能力的同时,还应加快户籍制度改革,使得这种循环式迁移逐步转变为永久性迁移。在完善劳动力市场规制过程中,还要加强对农村迁移劳动力的权益保护,彻底解决工资拖欠问题,维护其合法权益,减少流动中的风险。对于从事自我经营的农村劳动力,需要采用能够提高经营能力的教育和培训措施,培养其企业家素质和自我创业能力,增强其自我发展的经营空间。

参 考 文 献

- [1] Altonji, J., and M. Segundo, “The Effects of Family Characteristics on the Returns to Education”, *Review of Economics and Statistics*, 1996, 78 (4), 692—705.
- [2] Byron, P., and E. Manlaoto, “Returns to Education in China”, *Economic Development and Culture Change*, 1990, 38, 783—796.
- [3] 蔡昉,“中国就业统计的一致性:事实和政策涵义”,《中国人口科学》,2004年第3期,第2—10页。
- [4] Carneiro, P., J. Heckman, and E. Vytlacil, “Understanding What Instrumental Variables Estimate: Estimating Marginal and Average Returns to Education”, Mimeo, 2003.
- [5] Card, D., “The Causal Effect of Education on Earnings”, in Ashenfelter, C., and D. Card, (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. III A. Amsterdam: North Holland, 1999.
- [6] 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。
- [7] Conneely, K., and R. Uusitalo, “Estimating Heterogeneous Treatment Effects in the Becker Schooling Model”, Mimeo, Department of Economics, University of Helsinki, 1999.
- [8] de Brauw, A., and S. Rozelle, “Reconciling the Returns to Education in Off-Farm Wage Employment in Rural China”, Working Paper, Department of Economics, Williams College, Williamstown, MA 01267, 2006.
- [9] Fields, S., “Rural-Urban Migration, Urban Unemployment and Underemployment, and Job-Search Activity in LDCs”, *Journal of Development Economics*, 1974, 2(2), 165—187.
- [10] Green, W., *Econometric Analysis*. New York: Macmillan Publishing Company, 2000.
- [11] Griliches, Z., “Estimating Returns to Schooling: Some Econometric Problems”, *Econometrica*, 1977, 45(1), 1—22.

- [12] 国家统计局 a, “2004 年农民外出务工的数量、结构及特点”, 2005 年 6 月 30 日, <http://www.sannong.gov.cn/fxyc/ldlzy/200507110158.htm>。
- [13] 国家统计局 b, “2005 年农村外出务工劳动力继续增加”, 2006 年 3 月 7 日, <http://www.sannong.gov.cn/qwfb/ncjj/200604240134.htm>。
- [14] 国家统计局 c, “2006 年全国农村外出务工劳动力继续增加”, 《统计简明资料》, 2007 年第 8 期。
- [15] Heckman, J., “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, 1979, 47 (1), 153—161.
- [16] Heckman, J., and J. Hotz, “An Investigation of the Labor Market Earnings of Panaman Males: Evaluating the Sources of Inequality”, *Journal of Human Resources*, 1986, 21(4), 507—542.
- [17] Heckman, J., L. Lochner, and P. Todd, “Fifty Years of Mincer Earnings Regressions”, NBER Working Paper, No. 9732, 2003.
- [18] Ho, S., X. Dong, P. Bowles, and F. MacPhail, “Privatization and Enterprise Wage Structures During Transition: Evidence from China's Rural Industries”, *Economics of Transition*, 2002, 10 (3), 659—688.
- [19] Harris, J., and M. Todaro, “Migration, Unemployment and Development: A Two Sector Analysis”, *American Economic Review*, 1970, 60(1), 126—142.
- [20] Johnson, N., and G. Chow, “Rates of Return to Schooling in China”, *Pacific Economic Review*, 1997, 2(2), 101—113.
- [21] Maddala, S., *Limited-Dependant and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.
- [22] Maurer-Fazio, M., “Earnings and Education in China's Transition to A Market Economy”, *China Economic Review*, 1999, 10(1), 17—40.
- [23] Mincer, J., *Schooling, Experience and Earning*. New York: Columbia University Press, 1974.
- [24] Psacharopoulos, G., “Returns to Education: A Global Update”, *World Development*, 1994, 22 (3), 1325—1344.
- [25] Ranis, G., and F. Stewart, “V-Goods and the Role of the Urban Informal Sector in. Development”, *Economic Development and Cultural Change*, 1999, 47(2), 259—288.
- [26] San-Segundo, M., and A. Valiente, “Family Background and Returns to Schooling in Spain”, *Education Economics*, 2003, 11(1), 39—52.
- [27] Schultz, T., “Education Investments and Returns”, in Chenery, H., and T. Srinivasan (eds.), *Handbook of Development Economics*, Vol. 1. New York: North Holland, 1988.
- [28] 王德文、蔡昉、吴要武, “迁移、失业与城市劳动力市场分割——为什么农村迁移者的失业率很低?” 《世界经济文汇》, 2004 年第 1 期, 第 37—52 页。
- [29] 姚先国、黄志岭、苏振华, “家庭背景与教育回报率”, 《中国劳动经济学》, 2006 年第 4 卷, 第 23—40 页。
- [30] Zhang, J., Y. Zhao, A. Park, and X. Song, “Economic Returns to Schooling in Urban China: 1988—2001”, *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33(4), 730—753.

Employment and Wage Determination of Rural Migrant Workers: The Role of Education and Training

DEWEN WANG FANG CAI

(Chinese Academy of Social Sciences)

GUOQING ZHANG

(International Labor Organization)

Abstract In the urban labor market, rural migrants have to make a choice between becoming self-employers and wage-earners according to their individual endowments and local labor market conditions. A simple Mincer wage equation demonstrates that returns to education for wage-earners are 2% higher than that for self-employers. After controlling sample selection biases, returns to education for wage-earners are 5.3%—5.8% in an extended Mincer wage equation. Simple trainings only impact the re-mobility of rural migrant workers, whereas short-term and formal trainings are the determinants of both re-mobility and wage-determination. In addition, wage arrears also have negative effects on the re-mobility of rural migrants. This paper also finds that the years of schooling of parents are not an ideal instrumental variable when dealing with heterogeneous and endogenous education issues of rural migrant workers.

JEL Classification J31, J63, O51