

# 教育对贫困地区农户非农劳动供给的影响研究<sup>\*</sup>

都 阳

**【提要】** 本文利用对中西部6省的贫困地区所作的农户调查资料,根据离散型解释变量模型对农户的非农劳动供给的决定因素进行了系统分析。结合对工资方程的估计结果,揭示了贫困地区农户对非农工作参与的主要动机在于分散收入波动所带来的风险、人力资本变量对于农户形成非农劳动供给决策具有促进作用。

**【作者】** 都阳 中国社会科学院人口研究所。

作为一个重要的人力资本变量,农户家庭成员的受教育水平不可避免地影响着农户家庭决策的多个方面。在已有的关于农户经济的文献中,教育对农户生产的影响已经得到了系统的研究(Welch,1970;Huffman,1974)。农户劳动供给配置模式是农户经济的一个非常重要的方面,而对于既定的一种劳动配置模式的形成,教育也会产生重要的影响。当我们关注整个劳动市场的情况时,发现教育会通过市场工资率等因素的传导影响劳动的供求。而从另一角度看,更高的教育水平可能是通过提高农户农业劳动生产率来改变农户的劳动配置模式(Gisser,1965;Huffman,1980),或是通过影响家庭联合决策的方式来影响非农劳动供给的水平(Huffman and Lange,1989;Gould and Soupe,1989)。

就贫困地区的经济而言,情况又有所不同。农户经济不仅受到低收入的困扰,也同时面临着收入波动带来的风险的冲击。因此,在农户的家庭决策中,一方面需要在现有的资源条件下提高收入,另一方面可能通过对家庭劳动配置的多样化来熨平收入的波动。而更高的教育水平使农户更敏感地预期可能发生的收入波动的风险,也可能使他们更清楚地发现、认识和处理劳动市场信息,从而对农户是否参与非农工作的决策产生积极的影响。

## 1. 教育对农户劳动配置模式的影响途径

### 1.1 教育对农户劳动供给的一般影响

教育对农户的劳动配置模式是通过图中所示的几种途径来实现的。该图较为直观地反映了农户家庭时间如何实现配置均衡。为了说明的方便,并没有考虑家庭工作时间的情况。图中横轴为农户对闲暇的消费,而纵轴则表示对物品的消费。无差异曲线 $U$ 表示了农户在消费和

<sup>\*</sup> 本文为笔者的博士论文《中国贫困地区农户劳动供给及教育在其中的作用研究》中的一部分。感谢袁飞教授和美国密西根大学(University of Michigan)Albert Park教授的指导,以及Ford Foundation和Winrock International对论文的资助。

闲暇(非工作时间)之间的权衡。曲线  $U$  的斜率也就是农户的影子工资率 (Skoufias, 1994)。与一般消费理论不同的是, 在我们所表达的模型中预算线的形状可能是由三个部分组成的, 即家庭的非劳动收入  $V$  (如接受馈赠的收入以及其他一些转移支付等); 从事农业劳动所获得的收入即曲线  $BEG$ , 它实际上是劳动投入生产的生产函数, 该曲线的斜率则是投入农业生产中的劳动边际产品; 另外, 还可能来源于非农劳动的收入, 即曲线  $ED$  所显示的部分, 该曲线的斜率是市场工资率。  $OL$  部分用于闲暇,  $LM$  部分用于非农的市场工作,  $MT$  部分的时间则用于农业生产。据此, 我们可以认为, 教育水平对图中所示的曲线的形状与位置的任何影响都会导致家庭时间配置模式的变化。具体地说: 第一, 教育可能增加农业部门的劳动生产率, 使  $BEG$  曲线向上扩张 (Huffman, 1974)。在给定其他条件不变的情况下, 农户的农业劳动供给会增加; 第二, 教育可能会提高影子工资率的水平, 从而使  $OM$  段增加,  $MT$  段减少。也就是说教育水平的提高可以使得劳动供给量增加, 而对于闲暇的消费减少。但劳动供给的增加部分是用于农业生产还是用于非农工作, 则是不确定的。

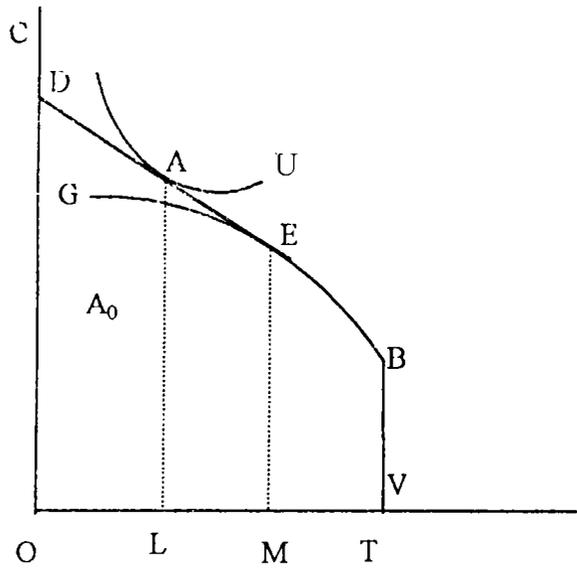


图 农户家庭时间在各用途间的配置

教育水平对图中所示的曲线的形状与位置的任何影响都会导致家庭时间配置模式的变化。具体地说: 第一, 教育可能增加农业部门的劳动生产率, 使  $BEG$  曲线向上扩张 (Huffman, 1974)。在给定其他条件不变的情况下, 农户的农业劳动供给会增加; 第二, 教育可能会提高影子工资率的水平, 从而使  $OM$  段增加,  $MT$  段减少。也就是说教育水平的提高可以使得劳动供给量增加, 而对于闲暇的消费减少。但劳动供给的增加部分是用于农业生产还是用于非农工作, 则是不确定的。

## 1.2 教育对贫困地区非农劳动供给的影响

如前所述, 就农村贫困地区而言, 教育对于劳动供给的影响可能在于它能提供给人们认识市场机会的能力。并且由于收入的易波动性, 出于规避风险的动机, 劳动供给也可能表现出分散化, 而教育的另一层作用就可能在于它能减少劳动供给分散化可能带来的效用损失。从经验估计的角度看, 如果教育对于发现市场机会会有积极影响的话, 那么它必将显著地影响对非农工作的参与。而这种参与是出于收入均等化的原因, 还是分散风险的动机, 则要看教育变量在工资方程中的作用。

## 2. 教育对贫困地区非农工资率的影响

### 2.1 工资方程的形式

对贫困地区所进行的农户调查发现, 由于贫困地区的劳动市场不完全, 教育在工资方程中的作用并不显著。一个保留的假设是教育是与其他社会经济环境变量共同发生作用的。

以每天工作 8 小时为标准工作时间, 日工资为标准工资率, 从事非农工作的工资率的对数为被解释变量, 我们得到如下形式的工资方程:

$$\ln w_i = \alpha_0 + \alpha_1 AGE_i + \alpha_2 AGE_i^2 + \alpha_3 YOS_i + \alpha_4 YOS_i^2 + \alpha_5 DSEX_i + \alpha_6 DSKILL_i + \alpha_7 EX_i + \alpha_8 YOS_i \cdot DSEX_i + \alpha_9 DSEX_i \cdot DSKILL_i + \sum_{j=1}^{42} \delta_j D_j + \epsilon_i$$

$AGE$  为年龄,  $YOS$  为受到正规教育的年限,  $DSEX$  为参与者的性别虚拟变量,  $EX$  为经

验变量,  $DSKILL$  为参与者的技能虚拟变量,  $D$  为村虚拟变量。

与一般的工资方程相比,上述方程有这样几个特点:

第一,没有放入经验的平方项。因为,传统的工资方程所使用的经验变量是以年龄减去受教育年限和未成年部分作为替代。在我们使用的数据中,工作经验是根据被调查者的报告年限所得,能直接反映其参与非农工作的经历。

第二,放入教育的平方项,以检验在贫困地区的劳动力市场上是否存在某一个有效的教育水平,能最好地决定其在劳动市场的收益。

第三,工资方程中放入交叉项。如性别与技能的交叉项,教育与性别的交叉项等。

函数形式采取半对数,即工资率采取了对数的形式(后面的模型中工资率也都是对数形式,见表 1)。

## 2.2 样本有偏选择及其调整

正如数据丢失会导致有偏估计一样,在研究过程中对样本进行非随机的选择以估计其行为关系也会导致有偏估计。在实践中,样本有偏选择可能来源于两类原因。第一,被调查的个体可能存在自选择的情况;第二,研究者或数据处理者在其操作过程中采取类似自选择的方式对样本进行处理。

对劳动市场的研究常常面临样本有偏选择的问题,本文对贫困地区农户劳动配置的研究也不例外。由于从事非农工作的并能观察到市场工资率的农民仅仅是市场工资率超过在家工作时间为零时家庭工资率的那些样本,这样就不能根据这些观察到的工资来估计总体(即随机样本)的工资函数。而样本有偏选择的一个重要的症状就是,在实际工资方程中并未包含的变量在对有选择的样本进行回归时是最显著的决定因素。所以我们有必要对样本有偏选择进行调整,J. Heckman 在其经典性论文中提出了出现样本有偏选择的情况下在计量方法上进行调整的步骤(J. Heckman, 1979)。

笔者对非农工资率方程的调整是严格地按照 Heckman 选择模型的方法进行的,即在估计工资方程的基础上通过对 Probit 模型的估计以确定非农就业的决定因素,并以此对工资方程进行纠偏。

按照上述方法,我们对前面的工资方程进行纠偏调整,得到如表 2 所示的回归结果。经过该程序之后,我们得到的就是一个渐近无偏的估计式,从而增强了模型的解释能力。

通过 Heckman 的方法进行调整以后,我们得到了更能反映总体特征的渐近无偏的估计式。从估计式本身的变化看,在前一方程中处于显著水平的 3 个变量的标准差都有所增加,但仍处于显著水平。而其他的估计系数  $t$  值则有不同程度的改善。

## 2.3 教育在工资方程中的作用

最早的工资方程研究源自 Becker、Mincer 以及 Griliches 所提出的关于教育收益的理论。我们在研究劳动供给时之所以要研究工资方程,是因为在劳动市场上工资率是决定劳动供求关系的最重要的因素。因此,从另一个角度来看,工资率方程的决定因素也可以反映劳动市场的发育状况。

根据 Becker 和 Griliches 的工资方程,我们可以得到如下的形式:

$$w = \mu_i \exp(\beta S + \gamma A + \alpha C + u_i)$$

$w$  为工资率,  $S$  为受教育的年限,  $A$  为对能力的衡量,  $C$  为认知的程度,  $u_i$  为工资率的随机影响,  $\alpha, \beta, \gamma$  为系数,  $\mu_i$  为与个人能力无关的未经衡量的个人工资的影响因素。

表 1 经 Heckman 选择模型调整后的工资方程

	方程一:非农工资率		方程二:男性非农工资率	
	系数	渐进 t 值	系数	渐进 t 值
<b>工资方程</b>				
年龄	0.014	0.397	0.008	0.216
年龄平方	0.000	0.232	-0.000	0.481
性别	-0.457	1.018	—	—
是否有手艺	-0.315	1.987 * *	0.023	0.147
教育水平	-0.109	1.700 *	-0.058	0.764
教育平方	0.005	0.981	0.005	0.813
工作经验	0.013	1.732 *	0.014	1.777
交叉项 1	0.029	0.623	—	—
交叉项 2	0.817	2.153 * *	—	—
交叉项 3	0.033	1.637 *	—	—
村虚拟变量(略)				
<b>Probit 模型</b>				
年龄	-0.019	4.006 * * *	-0.019	3.051
教育	0.065	3.911 * * *	0.06	2.772
性别	1.007	8.348 * * *	—	—
婚姻状况	0.459	2.924 * * *	0.68	3.182
手艺	0.417	3.480 * * *	0.415	2.909
学龄前儿童	-0.084	1.282	-0.043	0.498
60岁及以上老人	0.015	0.166	-0.102	0.77
家庭资产	0.000	2.262 * *	0.000	0.424
家庭劳力	-0.070	1.249	-0.118	1.655
社会关系 1	0.003	0.144	0.002	0.068
社会关系 2	-0.133	2.38 * * *	-0.163	2.251
可耕地面积	-0.005	0.472	0.001	0.084
灌溉系数	-0.095	0.471	0.068	0.245
地块数	0.000	0.077	0.007	0.601
收成情况	0.104	1.526	0.096	1.09
村总人口	0.000	0.469	0.000	0.325
是否通电话	0.006	0.043	0.068	0.245
村站距离	0.003	0.471	-0.004	0.444
村企业数	-0.029	2.591	-0.039	0.857
离乡距离	-0.062	1.83	-0.073	1.647
县 1	-0.169	0.527	-0.359	0.083
县 2	-0.141	0.436	-0.232	0.526
县 3	-0.222	0.697	-0.180	0.418
县 4	0.432	1.135	0.773	1.538
县 5	-0.669	0.203	0.142	0.313

注:1. \* 在 10% 的水平上显著, \* \* 在 5% 的水平上显著, \* \* \* 在 1% 的水平上显著;2. 村虚拟变量限于篇幅略去不报;3. 交叉项 1=教育×性别,交叉项 2=技能×性别,交叉项 3=教育×经验。

资料来源:“贫困与信贷”农户调查,1997 年。

按照经典的工资决定理论,个人的认知程度  $C$  可以直接度量该人的人力资本水平,应该影响工资率。而教育年限  $S$  实际上是对人力资本投入的衡量。它对于工资率的影响在于它能够通过劳动参与者的很多特征,诸如一般性的知识、工作习惯、语言技巧和与别人的合作能力等,并进而影响工资率。

在我们的调查中并未对个人的一般能力进行专门的测试,也就无从得到关于这个变量的直接的数据。但我们可以依据现有的资料进行这样的假设:个人的一般能力与他的年龄、性别是有关系的;而决定个人认知程度的是工作经验和他所具有的相关的技能。教育水平通过影响这些一般性的因素来影响工资率。

从回归的结果看,年龄、性别等反映一般能力的变量对工资率的影响关系并不显著;工作经验对工资率则有显著的正影响。而另一个反映对工作认知程度的变量“技能”对非农工资率却有负影响。这似乎无从解释,但当我们加入技能与性别的交叉项时会发现,该交叉项的系数为正,且在统计上显著。因此我们可以认为,技能在决定工资率时是与性别有关的,它对男性的影响要高于女性。教育的显著为负似乎也不可理解。实际上,已有的研究表明,教育往往是通过与其他经济环境变量共同作用来影响工资率的(J. Papanicolaou and G. Psacharopoulos 1979; J. Armitage and R. Sabot 1987; E. Cohn and B. F. Kiker 1985)。<sup>①</sup>从本研究的回归结果看,教育与经验的交叉项的系数显著为正,这说明教育是通过提高人们对工作的认知能力进而影响工资率的。

### 3. 教育对贫困地区农户非农劳动供给的影响

#### 3.1 基本模型及变量描述

在劳动经济学中,常常涉及劳动市场的参与问题。此时,模型的解释变量不是一个连续变量,而是一个离散型的变量。在这种情况下,Probit 或 Logit 模型一般更能符合所研究情况的需要。一般而言,Probit 或 Logit 模型在计量经济分析过程中可以相互替代使用,两个模型本身并无优劣之分。本文使用的模型是 Probit 模型,它的基本形式是:

$$y = \beta'x + \epsilon$$

$y$  为该观察值是否参与非农工作的变量,矩阵  $x$  为决定是否参与的因素,矩阵  $\beta'$  为待估计的系数。本文所使用的资料主要来自于 1997 年底对甘肃、陕西、河南、江西、贵州、四川 6 省所做的农户调查。此次调查在每个省抽取一个贫困县,共涉及 43 个村的 460 个农户。农户样本的抽取采取随机的方法,最后形成有效问卷 446 份。

在本研究中,为方便对比,我们使用了 3 组方程以比较在不同的情况下决定农户是否从事非农工作的因素。第一个方程中,解释变量是个人特征、家庭特征和社区特征等基本变量,没有包括反映地区差异的县虚拟变量和交叉变量;在第二个方程中,较第一个方程增加了县一级的虚拟变量,以控制地区差异所造成的影响;在第三个方程中,又增加了一些交叉变量,以适应模型解释的需要。

---

<sup>①</sup> J. Papanicolaou and G. Psacharopoulos (1979)较早对教育和社会经济背景相互作用并决定工资率的现象进行了研究。他们发现“教育的作用对那些家庭背景不太好的人可能更大,因为他们有更多的可能去改善社会地位”;其后 E. Cohn and B. F. Kiker (1985)又用美国的数据对这一假设进行了检验;而 J. Armitage and R. Sabot (1980)研究了发展中国家的情况。他们的研究都指出了这样一点,即教育的作用要更明确地与其他经济环境要素结合起来考虑,其影响才能正确地得以评价。

表 2 Probit 模型对非农就业影响因素的估计

是否从事非农工作	方程一	方程二	方程三
年龄	-0.020(40.298)***	-0.019(40.112)***	-0.019(40.016)***
教育	0.060(30.811)***	0.063(30.919)***	0.088(30.65)***
性别	1.00(80.645)***	0.996(80.507)***	1.118(50.454)***
婚姻状况	0.30(10.962)**	0.295(10.926)*	0.304(10.963)**
手艺	0.55(40.659)***	0.537(40.534)***	0.902(30.474)***
学龄前儿童	-0.074(10.135)	-0.070(10.052)	0.65(0.974)
60岁及以上老人	-0.13(0.15)	-0.031(0.342)	0.044(0.477)
家庭资产	0.000(10.573)*	0.000(10.647)*	0.000(10.675)*
家庭劳力	-0.083(10.559)*	-0.095(10.751)*	-0.096(10.753)*
社会关系 1	0.015(0.661)	0.014(0.595)	0.015(0.613)
社会关系 2	-0.098(10.878)*	-0.125(20.196)**	-0.129(20.261)***
可耕地面积	-0.007(0.719)	-0.08(0.688)	-0.010(0.075)
灌溉系数	-0.262(10.791)*	-0.382(10.89)*	-0.409(20.009)**
地块数	-0.006(0.693)	0.001(0.099)	0.001(0.112)
收成情况	0.134(20.25)***	0.110(10.597)*	0.114(10.662)*
村总人口	0.000(10.024)	0.000(0.603)	0.000(0.650)
是否通电话	0.024(0.218)	0.043(0.303)	0.055(0.384)
村站距离	0.014(20.346)***	0.0129(20.039)**	0.135(20.119)**
村企业数	-0.022(20.667)***	-0.025(20.252)**	-0.025(20.254)**
离乡距离	-0.042(10.576)*	-0.058(10.698)*	-0.053(10.555)*
交叉项 1	—	—	-0.022(0.745)
交叉项 2	—	—	-0.054(10.568)*
县 1	—	0.235(0.73)	0.258(0.794)
县 2	—	0.16(0.484)	0.175(0.522)
县 3	—	-0.042(0.127)	0.052(0.157)
县 4	—	0.278(0.72)	0.241(0.618)
县 5	—	0.023(0.067)	0.013(0.038)

注:1. 括号里的数据为渐近 t 值;2. 交叉项 1=教育×性别,交叉项 2=教育×手艺;3. \* 在 10%的水平上显著, \*\* 在 5%的水平上显著, \*\*\* 在 1%的水平上显著。

资料来源:“贫困与信贷”农户调查,1997 年。

### 3.2 农业收入波动对非农劳动供给的影响

对模型进行估计,得到的具体结果如表 2 所示。

对贫困地区的经济研究表明,农民从事非农工作的动因除了获取更高的劳动边际收益以外,还有一个目的是为了分散农业收入变化所带来的收入变动的风险。因为贫困地区往往也是自然资源、气候条件等都较为恶劣的地区,农业生产的年际变动很大。在家庭收入水平本来就处于一个较低水平的情况下,如何使家庭收入不受自然条件的变化而波动当然是家庭劳动供给决策的一个重要的决定因素。

本研究中有两个变量是反映家庭抵抗风险能力的,即“家庭资产价值”和“家庭当年的收成情况”。我们的假设是家庭资产的价值越大,家庭越能抵抗农业风险,从而愿意更多地参与非农工作;而收成情况越差,则家庭劳动供给决策时就要考虑分散农业风险,从而会投入更多的非农劳动。回归结果显示,家庭资产价值对决策是否参与非农劳动有正的影响。“收成情况”是以 1~5 打分来表示的,分值越高收成越差。所以结果的正系数表明收成差的家庭越倾向于通过参与非农工作来分散农业风险所导致的家庭收入的变动。

### 3.3 教育对农户非农劳动供给决策的影响

个人特征变量中还包括另外两个反映人力资本情况的变量,“教育水平”和“是否有某种专业技能(手艺)”。另外,方程中交叉项 1 和交叉项 2 分别是“教育”与“性别”、“教育”与“技能”的乘积。它们反映人力资本变量与性别及人力资本变量之间的相互作用。

近来,人力资本变量的作用常常是人们研究时关注的一个焦点。笔者的研究表明,教育对贫困地区的农民是否参与非农工作有显著的正影响;而技能变量也在统计上非常显著地影响对非农工作的参与。另外,教育与技能交叉项的系数在统计上的显著性表明,教育可能是通过使人们更好地掌握从事非农工作的技能而影响参与非农工作的概率的。

## 4. 结论性的评述

在前面对非农工作参与的决定因素的研究过程中,我们看到教育、技能等人力资本变量对于农户是否参与非农工作有显著的影响。但在对工资率方程进行估计后我们发现,这两个变量并没有如预测的那样对工资率产生正的影响。在考虑了其他社会经济变量以后,我们可以得到进一步的结果,即教育的作用是通过提高工作时的认知程度来影响工资率的;而技能对工资率的影响则与性别因素有关,表明该变量对于男性和女性这样不同的社会群体的作用是不同的。

结合前面对于非农工作决定因素的分析,我们可以得到这样的判断:人力资本变量对贫困地区的农户认识和发现市场机会,作出非农劳动供给的决策是非常重要的。同时,由于劳动市场的不完善,人力资本对劳动供给的影响方式与完善的市场又是不同的。所以,必须将它们与其他社会经济环境变量结合起来才能得出更切合实际的结论。教育及其他人力资本变量对农户非农劳动供给决策的意义可能在于,更高的教育水平能降低较大的收入变动所带来的效应损失。经验模型的估计表明,尽管在对非农工资方程的估计式中,教育对工资率的作用并不显著,但参与非农工作的决定因素的 Probit 估计式表明,教育和家庭的收入冲击变量都显著地影响家庭是否提供非农劳动的决策。

本文的研究可以使得到如下的政策性含义:贫困地区的农业劳动力在非农部门的就业不仅有助于提高他们的收入,而且还能起到熨平收入波动的作用,从而避免已脱贫者返贫现象的发生。尽管教育对非农工作的收益没有什么显著的作用,但它能促进农户非农劳动供给决策的作出。

1. J. Armitage and R. Sabot (1986), "Socioeconomic Background, Schooling, Experience and Returns to Schooling in Two Low-income Economies", *Economica*, Vol. 54.
2. Ashenfelter, O. and Heckman, J. (1974), "The Estimation of Income and Substitution Effects on a Model of Family Labor Supply", *Econometrica*, Vol. 42.
3. E. Cohn and B. F. Kiker (1985), "Socioeconomic Background, Schooling, Experience and Monetary Rewards in the United States", *Economica*, Vol. 53.
4. Feder, G. (1980), "Farm Size, Risk Aversion and Adoption of New Technology Uncertainty", *Oxford Economics Paper*, Vol. 32.
5. Gisser, M. (1965), "Schooling and the Farm Problem", *Econometrica* Vol. 33.
6. Heckman, J. (1974), "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply", *Econometrica*, Vol. 42.
7. Huffman, W. E. (1974), "Decision Making: The Role of Education", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 56.
8. Kimhi and Lee, M. (1996), "Off—Farm Work Decisions of Farm Couples; Estimating Simultaneous Equations with Ordered Categorical Dependent Variables", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78.
9. Lin, Justin Yifu (1991), "Education and Innovation Adoption in Agriculture; Evidence from Popularizing Hybrid in China". *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73.
10. Mishra, A. K. And Goodwin, B. K. (1997). "Farm Income Variability and the Supply of Off—farm Labor", *Amer. J. Agr. Econ.* Vol. 79.
11. Morduch, J. (1995), "Income Smoothing and Consumption Smoothing", *J. of Econ. Perp.* Vol. 9.
12. J. Papanicolaou and G. Psacharopoulos (1979). "Monetary Rewards in the United Kingdom", *Economica*, Vol. 46.
13. Sumner, D. (1982), "The Off-Farm Labor Supply of Farmers", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 64.
14. Welch, F. (1970), "Education and Production", *Journal of Political Economy*, Vol. 78.
15. Yang, D. T. (1997), "Education and Off-Farm Work", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 46.
16. 赵耀辉:《中国农村劳动力流动及教育在其中的作用》,《经济研究》,1997年第2期。
17. J. Heckman (1979). "Sample Selection Bias as A Specification Error", *Econometrica*.

(本文责任编辑: 朱 萍)