

论教育对中国农村家庭生产活动和收入的作用

朱 农

【摘 要】 文章利用农村家庭户的调查数据,分析了教育对中国农村家庭生产活动和收入的作用。研究表明,教育能显著促进农村家庭对非农业活动的参与,但对农业活动的参与率基本不起作用,并且当文化程度达到一定水平时,家庭还有脱离农业经营的倾向。无论对于农业还是非农业,教育对收入的作用始终是正向的,而且随着受教育程度的提高而上升。在非农业活动中,教育对劳务性活动参与的作用要高于对家庭非农业经营活动参与的作用。教育水平提高不仅能带来农村家庭收入的增长,而且还能在某种程度上降低农村收入分布的不平等。

【关键词】 教育 家庭生产活动 收入

【作 者】 朱 农 武汉大学商学院,副教授。

在发展经济学研究中,教育与生产率及经济增长的关系一直占有重要的地位。长期以来,教育一直被视为一种能促进个人及社会发展的投资。但这个问题真正成为相对独立的研究领域是在20世纪50年代末。当时,由于产出的增长不能完全由资本和劳动的投入来解释,人们开始关注教育对经济增长的贡献。有些学者,如舒尔茨(Schultz),将人力资本引入生产函数,对生产率的增长做出了解释。其研究导致了人力资本理论的形成与发展。其后的许多实证研究都表明,教育水平的提高会带来社会财富和个人收入的增长(Barro, 1991、1992; Schultz, 1961)。在这些研究中,教育作为一种能增加产出的重要因素,与物质资本和劳动占有同等地位。近年来的研究进一步证实了教育在促进技术革新、提高劳动者在优化个人资源和适应经济环境转换的能力等方面的关键作用。

然而,也有不少研究表明,教育对生产率的作用并不总是正向的。特别是在发展中国家的农村地区,教育对农民收入的作用往往不显著,甚至是负向的。在一些研究中,教育对农业生产率的作用虽然为正,但总体上却非常微弱(Dhakal 等, 1987; Hopcraft, 1974; Kalirajan, 1981; Kumbhakar 等, 1992; Pudasaini, 1983);而在另一些研究中,教育的作用则完全不显著(Pachico 等, 1976; Patrick 等, 1973; Phillips、Marble, 1986)。

笔者认为,上述这些不同研究的不同结论可能源于三个方面的原因:(1)不同研究在考察教育影响生产活动的方式上存在着差异。教育既可能直接作用于生产率,也可能通过影响劳动力的分配而间接作用于生产率。例如,生产率较高的产业往往是高素质劳动者集中的产业。在研究中必须鉴别教育的直接影响和间接影响。(2)不同国家的农村经济活动具有不同的特点,这些特点决定着教育对农民收入的作用。例如,教育在传统农业和现代农业中的回报率显然是不同的;在一个传统农业占统治地

位的农村经济中与在一个农业和农村非农产业并存的多样化的农村经济中,教育的地位和作用,也是很不一样的。(3)分析方法和数据质量也可能导致不同的结果。

中国是一个农业大国,根据2000年全国人口普查,农业人口仍占总人口的63.9%(Population Census Office under the State Council, 2001)。农业生产率的提高和农村地区的发展在整个社会进步和经济繁荣中占有极其重要的位置。而教育作为促进经济增长的重要因素,无疑是政府和研究者应重点关注的问题之一。本文的目的在于通过微观经济学分析,研究教育在中国农村地区对生产活动和收入的作用。与其他研究相比,本文具有以下特点:(1)本文利用对农村家庭的调查数据,从劳动力供给方面分析教育对农村生产活动的作用。(2)本文不仅分析教育对农业生产活动的影响,而且结合中国农村改革以来的特点,即农村非农产业的发展,重点讨论教育在农村非农活动中的作用。(3)本文使用计量经济学方法,区分教育对农村各类生产活动参与的影响和对各类生产活动收入的影响。

一、分析方法

我们的假设前提是农村家庭将其有限的资源(如劳动力)在各种经济活动(如农业和非农业活动)中进行分配,以求获得最大的效用(或者说收入)。

(一) 教育与农村生产活动及收入的关系

在发展中国家,非农业经营及非农业收入在农村地区的发展中占有非常重要的位置。农村经济改革,特别是联产承包责任制的实施,为中国农村非农产业的发展带来了一个飞跃,极大地促进了农村地区的经济发展和家庭收入的提高,非农业收入在农村家庭总收入中的地位变得越来越重要。1999年,农村家庭人均纯收入中,非农收入所占的份额已达到40.6%(National Statistics Bureau of China, 2000)。因此,本文将非农业活动与农业活动并列,作为农村家庭的两类主要生产活动。

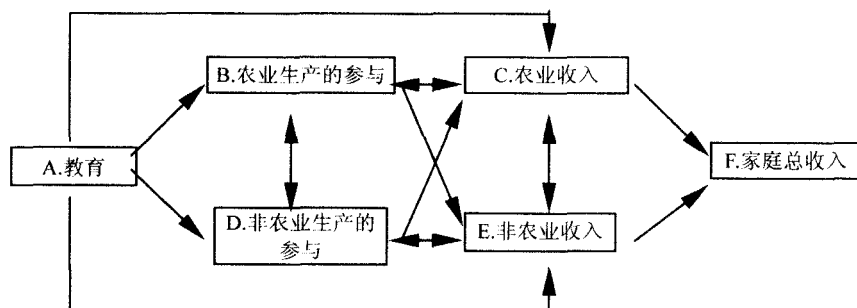


图 教育对农村家庭收入的作用

我们可借助图来解释教育在农业经济中的作用。在此假设农村家庭收入主要来源于农业与非农业两种生产活动。

首先,教育能通过提高从事农业的家庭成员的劳动生产率,对农业收入产生直接的作用(路径AC),例如,教育能提高劳动者采用某些先进的农业生产技术的愿望和能力,从而获得更高的农业收入。

然而,教育在农村经济中的收益同样能体现在非农业活动中(路径AE),在中国这样农村非农产业较发达的国家,教育对非农产业产出的作用尤其不能忽视。

在农村地区,农业经营和非农业经营之间存在着千丝万缕的联系(路径CE),二者互为前提和结果。一方面,农业收入的增长能为非农业经营提供初始发展资金;另一方面,农村非农产业常常是农业的前向或后向产业,在农业的投入、农产品的加工和销售等方面为农业提供必不可少的支持(FAO, 1998:288)。而且非农产业收入提供一个重要的投资来源,反哺农业。路径AB和AD分别表示教育对农业活动和非农业活动参与率的作用。对于农村家庭来说,农业活动无疑占有主要位置。教育对农业参与率的作用一般取决于农业的现代化程度。对于非农业活动,其参与率主要取决于动机和能力两个因素。不同资源禀赋的家庭可能具有不同的动机和能力(FAO, 1997)。农村贫穷家庭,特别是缺乏土

地资源的家庭,通常具有较强的参与非农业活动的动机,但却缺乏相应的经济实力;相反,富裕家庭可能具备一定的参与实力,但却缺乏参与动机。贫穷家庭一般着眼于非农业经营所带来的较高收入;富裕家庭则可能更多地出于分担经营风险的考虑。就非农业经济的类别来看,贫穷家庭大多从事“门槛”较低的劳务输出;富裕家庭则可能更多地从事需要一定初始资金和经济实力的家庭经营。教育作为家庭人力资本的主要部分,在家庭从事非农活动的动机和能力方面,无疑起着极其重要的作用。例如,文化程度能提高家庭成员接受新生产技术或采用新经营方式的能力,能提高劳动力在外部劳动力市场上的竞争力,等等。

由于教育在非农业活动中的回报率通常比在农业活动中的回报率高,文化程度较高的家庭成员有可能更多地为非农业活动所吸引。就这个意义上讲,非农业活动的参与和农业活动的参与之间存在着互相作用(路径BD)。出于效用(或收入)最大化的考虑,家庭会将其有限的劳动力,特别是有文化的劳动力,在各种生产活动中进行合理的分配。

家庭对各种生产活动的投入直接影响家庭在这些活动中的收入(路径BC和DE)。而生产活动的收入或预期收入又反过来影响家庭的劳动力分配决策(路径CB和ED)。一般来说,文化程度较高的劳动力会转向收益较高的生产活动,而那些吸收了较多高素质劳动力的生产活动通常又具有较高的生产率,因此,劳动力分配和生产率(或者说收入)之间是相互交叉的(路径BE和DC)。我们可以看到,一种生产活动的收入同时依赖于劳动力资源的分配和生产率,换句话说,依赖于家庭对该活动的劳动投入和该活动的收益率。对某种给定的生产活动,在不考虑参与率的情况下,我们很难中肯地评价教育对来自这种活动的收入的作用。例如,如果教育既促进参与率又促进收益率,则教育的总体作用是正向的;但如果教育程度的提高不利于某种活动(如农业生产)的参与,则无论教育在这种活动中的收益率如何,其总体作用是不明确的。

总之,教育在农村经济活动和农民家庭的收入中占有重要的地位。一方面,教育可以提高劳动力的生产率,从而直接影响收入;另一方面,教育还可通过生产活动的参与率来间接影响收入。

(二) 理论模型

中国的农业改革,特别是农村生产责任制的实行,使家庭成为了生产单位。作为理性经济人,农民自然将效用(特别是收入)的最大化作为所有活动的目标。他们的决策直接体现在家庭劳动力的分配上,换句话说,也就是各种生产活动的参与,如农业和非农业经营、迁移等。因此,我们首先考虑一个标准的农户家庭模型,该模型假设家庭在某些约束条件下,将其资源分配到各种活动中,以求得效用最大化(Bardhan等,1999; Huffman等,1989)。

设家庭的效用函数为 $U(c, l)$,其中 c 为消费, l 为闲暇。设家庭可能参与两种生产活动 a 和 b (如农业和非农业)。家庭能支配的总的时间量为 Ω ,其中对农业生产和非农业生产的投入量分别为 L^a 和 L^b ,闲暇时间为 l ,则:

$$\Omega = L^a + L^b + l \quad (1)$$

此外,假设家庭能自由选择各种活动的参与,并设每种参与的时间非负,则:

$$L^a \geq 0; \quad L^b \geq 0 \quad (2)$$

消费受总收入的约束。设收入由3个部分构成:(1) 农业收入 $Y_a(L^a; Z^a)$, L^a 为农业生产的劳动投入, Z^a 为其他决定农业收入的外生变量(如土地的投入);(2) 非农业收入 $Y_b(L^b; Z^b)$;(3) 其他收入 Y_0 。则预算约束可写为:

$$c \leq Y_a(L^a; Z^a) + Y_b(L^b; Z^b) + Y_0 \quad (3)$$

家庭效用最优化问题可表述为:

$$\left\{ \begin{array}{l} \max_{(c,l,L^a,L^b)} U(c,l;Z_u) \\ \text{s. t.} \left\{ \begin{array}{l} c \leq Y_a(L^a;Z^a) + Y_b(L^b;Z^b) + Y_0 \\ \Omega = L^a + L^b + l \\ L^a \geq 0 \\ L^b \geq 0 \end{array} \right. \end{array} \right. \quad (4)$$

其中 Z_u 为效用函数的外生解释变量。家庭效用在库恩-塔克(Kuhn-Tucker)条件满足的情况下实现最大化,也就是说对 $\{c,l,L^a,L^b\}$ 求下式的最大值:

$$U(c,l;Z_u) + \lambda[Y_a(L^a;Z^a) + Y_b(L^b;Z^b) + Y_0 - c] + \mu_l(L - L^a - L^b - l) + \mu_a L^a + \mu_b L^b \quad (5)$$

各种生产活动的参与条件可以表述为库恩-塔克条件的一个子集:

$$\frac{\partial Y_a}{\partial L^a} \leq \frac{\mu_l}{\lambda}; \quad \frac{\partial Y_b}{\partial L^b} \leq \frac{\mu_l}{\lambda} \quad (6)$$

其中:

$$\frac{\partial U}{\partial c} = \lambda; \quad \frac{\partial U}{\partial l} = \mu_l \quad (7)$$

μ_l/λ 是消费与闲暇之间的替代率,我们可将其视为参与某种生产活动的临界值,即当某项活动的边际产出率达到这个货币化了的临界值时,家庭才参与这项活动。

求解(4)和(6),我们可以得到一个约简形式的方程,将所有内生变量 $\{c,l,L^a,L^b,\lambda,\mu_l,\mu_a,\mu_b\}$ 表述为所有的外生变量 Z_u, Z_a, Z_b, Y_0 和 Ω 。我们可用(6)的解来确定生产活动的参与条件。一般参与方程可由下式给出:

$$y_k(Z_u, Z_a, Z_b, Y_0, \Omega) \leq r(Z_u, Z_a, Z_b, Y_0, \Omega) \quad k = a, b \quad (8)$$

(三) 计量经济学模型

在以上理论分析的基础上,我们可以建立计量经济学模型。将(8)式中诸项用一阶泰勒展开式来表示,并加上随机项,我们得到可用于实证分析的方程:

$$\beta_{ak}Z_u + \beta_{ak}Z_a + \beta_{bk}Z_b + \beta_{ok}Y_0 + \beta_{\Omega k}\Omega + \epsilon_k \leq 0 \quad k = a, b \quad (9)$$

(9)式取等号即意味着参与。合并同类的外生变量,生产活动 k 的参与条件可写为:

$$\beta_k Z + \epsilon_k \leq 0 \quad k = a, b \quad (10)$$

其中 β_k 为待估系数, Z 为外生变量的总和。如我们假设 ϵ_k 服从参数为(0,1)的正态分布,每个活动的参与可用 Probit 模型来估计。以上推导同样适用于3个及以上的生产活动。

家庭从生产活动 k 中获得的收入,取决于:(1)家庭是否参与该活动,即参与概率 P_k ;(2)在参与条件下,家庭从该活动中获得的净收入 y_k 。二者构成了该活动的预期收入(Taylor等,1999:55)。因此,我们所要估计的方程有两种,即参与方程和收入方程。

如前所述,生产活动 k 的参与可以用一个相应的 Probit 方程来估计:

$$P_{k,i}^* = \alpha_k Z_i + \epsilon_{k,i}, \text{ 如 } P_{k,i}^* > 0, P_{k,i} = 1; \text{ 否则 } P_{k,i} = 0 \quad (11)$$

其中 Z_i 为参与方程的解释变量。

在收入方程估计中,必须注意到样本选择性造成的偏差。因为对于某种生产活动的参与,我们只能观察到那些已经参与了该活动的家庭 ($y_{k,i} > 0$),这些家庭很有可能具备某些我们观察不到的而又与他们的收入相关的特征。例如,参与非农活动的家庭可能是那些成员素质相对较高,从而生产率也较高的家庭,这些家庭无论从事何种活动,其收益率都会高于其他家庭。如果以这些家庭为依据来分析非农业活动的收入,收益率可能会高估。这就是计量经济分析中所说的样本选择性偏差。这种

差通常用赫克曼(Heckman, 1979)二阶段法来修正。具体的方法是在以上 Probit 方程估计的基础上,对所有家庭分别计算出其参与某种生产活动的逆米尔比率 λ_i ^①,然后代入收入方程,以修正样本选择性偏差:

$$\log y_{k,i} = \beta_k X_i + \gamma_k \lambda_{k,i} + \mu_{k,i} \quad (\text{仅对 } y_{k,i} > 0 \text{ 的家庭}) \quad (12)$$

其中 X_i 为收入方程的解释变量^②。

(四) 数据和变量

本文使用的数据来源于“湖北省国道项目Ⅲ移民安置工作调查”^③。调查实施于工程动工前的1996年1~2月。此项调查共涉及8088个调查对象,其中7340个家庭户构成了本文研究的样本。这些家庭户分布在湖北省的大悟、孝昌、孝南、东西湖、汉阳和江夏6个县(区)的36个乡镇的167个村中,也就是大致位于公路中线两侧各60米的带状地区。在去掉了数据不完整的调查对象后,样本有效观察值为7320个家庭户。调查记录了每个家庭户各个成员的基本情况、家庭财产及上年(1995)家庭的各种收入和支出。

在调查中,收入指1995年该户从各种来源得到的全部实际收入,包括货币收入和实物收入。收入来源被划分为4种:(1)农业经营收入,指农户以家庭为经营单位从事农、林、牧、副、渔业生产得到的全部收入;(2)非农产业经营收入,指农户以家庭为经营单位从事工业、交通运输业、建筑业、商业服务业和其他非农产业得到的全部收入;(3)工资性收入,指该户成员从各种社会机构和经营单位中获得的工资、奖金、补贴、分红及其他劳动报酬;(4)其他非生产性收入,包括离(退)休金、补贴、房租、利息等。在本文中,我们将非农业收入定义为农业经营收入与非农产业经营收入之和。在7320户中,有1952户仅有农业收入;264户仅有非农业收入;5076户既有农业收入又有非农业收入;28户两者都没有。

如前所述,家庭参与非农产业的形式和程度依赖于动机和能力两个主要因素。前者取决于非农业活动的回报率、农业生产的风险等;后者则取决于家庭成员的文化程度、家庭财富、外部市场状况等(FAO, 1998)。本文假设这两个因素最终同时取决于家庭的内在禀赋(主要指家庭的物质和人力资本)和外部环境。在这个前提下,我们在参与方程和收入方程中引入以下解释变量:(1)家庭劳动力数量。此处劳动力被定义为在调查时家中15岁及以上的在业人数。(2)15岁及以上家庭成员平均受教育年数。文化程度是最重要的人力资本。我们使用两种方式引入教育指标。一是用虚拟变量将家庭平均受教育年数分为4个层次:0~3年、4~6年、7~9年和10年及以上。二是引入平均受教育年数及其平方项。(3)家庭土地面积。对于农村家庭来说,土地是最重要的生产资料和物质资本。一般来说,土地资源紧缺是家庭转向非农业活动的一个重要动机。然而,作为最重要家庭财产,土地面积又可以在一定程度上反映家庭的经济实力,换句话说,土地能反映家庭从事非农业活动的初始资本。如果非农产业的“门槛”较高(如需要一定的启动资金或者有一定的风险),那些经济实力较雄厚的家庭显然处于有利地位。因此,就参与非农业活动而言,土地资源紧缺的家庭可能具有较强的动机;土地资源相对丰富的家庭则可能具有较强的能力。我们在此同时引入土地面积和土地面积的平方,以观察土地

① $\lambda_i = \frac{\varphi(\hat{a}Z_i)}{\Phi(\hat{a}Z_i)}$, 其中 φ 和 Φ 分别为正态分布的概率密度函数和累积分布函数。

② 参与方程(11)的解释变量与收入方程(12)的解释变量可以重选,但为了鉴别两个方程,前者至少必须包含一个后者所不包含的变量(Maddala, 1983: 231~234)。

③ 国道项目Ⅲ即京珠高速公路湖北省北段,属世界银行贷款项目。在中国,凡是向世界银行贷款的项目,只要涉及到移民,世界银行均要求对工程的移民工作实施监测与评估,以保证移民的生活水平不受影响。因此,国道项目Ⅲ在工程初步设计的基础上,对建筑红线范围内的实物指标实行了普查,所有被涉及的家庭户、集体户、企事业单位和公共设施等均被纳入调查对象。笔者作为此项调查的总监,负责调查的设计、数据分析和资料分析等工作。调查表共包括8个部分,本文所使用的是第一部分——家庭经济情况调查表。

与被解释变量之间的非线性关系。(4)6岁及以上的不在业人口数。这部分家庭成员一般是在校学生、家务劳动者、退休退职者等,某些研究(Zhao, 1999)认为,这部分成员能对家庭的农业经营提供最低限度的劳动投入以保持家庭的土地使用权,从而有利于家庭其他劳动力的外出。(5)家庭距县城关镇的公里数。借助于高速公路的桩号(里程碑),我们可以准确地测量每户家庭到县城关镇的距离。在农村地区,县城通常是县域内最重要政治、经济、交通、文化中心,是非农产业和各种市场的集聚地,距县城的远近无疑对非农活动的参与具有重要影响。

二、实证分析结果

为获得收入决定因素的总体印象,我们首先估计一个总收入方程。由于总收入方程的估计是建立在样本的全部观察值上,所以不存在样本选择偏差的问题,可以直接使用最小二乘法,表1为估计结果。从表1可见,劳动力数量对总收入有正向作用。教育程度也能显著地提高家庭收入,而且其作用随着教育水平的上升而增强。在回归2中受教育年数和总收入的关系呈倒U形曲线,即收入开始是随着文化程度的提高而上升;当文化程度达到一个临界值时,收入就随着文化程度的提高而下降了。但必须注意到根据回归系数值计算的临界值为10.8年,也就是说几乎相当于高中毕业的文化程度。在我们的样本中,这类家庭占的比重很低,这意味着总收入和文化程度之间实际上是正相关的关系。土地面积与文化程度的情况类似,家庭土地面积越大,农户收入越高。

表1 家庭总收入方程的估计(最小二乘法)

	回归 1	回归 2
家庭劳动力数量	0.144*** (22.9)	0.137*** (21.59)
家庭成员平均受教育年数		
4~6年	0.318*** (10.99)	
7~9年	0.472*** (16.85)	
10年及以上	0.607*** (15.2)	
平均受教育年数		0.151*** (11.89)
平均受教育年数的平方		-0.007*** (-6.74)
家庭土地面积	0.040*** (15.28)	0.039*** (15.01)
家庭土地面积的平方(/100)	-0.059*** (-9.37)	-0.058*** (-9.12)
常数项	8.018*** (248.49)	7.742*** (183.07)
R ²	0.168	0.177
观察值	7 292	7 292

注:括号内为t检验值。*表示结果在10%的水平下显著;**表示结果在5%的水平下显著;***表示结果在1%的水平下显著。

下面我们用赫克曼完全最大似然法^①分别对农业和非农业两类生产活动的参与和收入进行估计。首先看参与方程(即方程(11))。从表2中可见,家庭劳动力的数量对两种活动的参与都具有显著的正向影响。在其他条件相同的情况下,家庭劳动力数量越多,参与各种活动的机会成本也就越低。

回归3的结果表明,对于农业来说,教育对其参与率基本不起作用,且当平均受教育年数达到10年及以上时,家庭还有脱离农业经营的倾向。而回归5中的结果表明,平均受教育年数对非农业的参与具有正向的作用。这是因为:

(1)非农产业对教育的回报率一般高于传统农业对教育的回报率;(2)教育能提高家庭从事非农业经营的能力,尤其是对于那些需要一定生产和管理技能的活动来说更是如此;(3)文化程度较高的家庭成员在外部劳动力市场常常具有一定的优势,从而有望获得较高的收入。因此,教育能同时增强农村家庭参与非农业活动的动机和能力。回归4和回归6的结果表明,无论是农业活动还是非农业活动,

^① 赫克曼方法有两种估计方式(StataCorp., 1997),一是用最大似然法同时估计参与方程和收入方程,称为“完全最大似然法”或“一步法”;二是先估计参与方程,再估计收入方程,这种方法称为“二步法”。一般来说,“一步法”比“二步法”更有效,因此本文采用前者。

受教育年数与参与率之间的关系都呈倒 U 形曲线。但我们通过计算拐点值可以看出二者的差别。对农业活动来说,拐点在 4.6 年,也就是说不到小学毕业的水平。这表明在受教育年数较低时,农业活动的参与率是开始随受教育水平的上升而上升,但达到小学毕业的水平后,其参与率就随受教育水平的上升而下降了。而对非农业活动来说,拐点值为 12.5 年,即高中毕业水平,这就是说非农业活动的参与率基本上是随受教育水平的上升而上升的。

家庭的土地面积对两种生产活动的参与分别起着不同的作用。土地面积与农业生产的参与率基本上呈上升的趋势,也就是说农户的土地资源越丰富,其从事农业生产活动的概率越大。反之,对于非农业活动来说,土地面积与其参与率则是一种负相关的关系,也就是说土地资源较缺乏的家庭具有较强的参与非农业活动的动机。到县城的距离对两种生产活动参与的影响正好相反,即离县城越近,非农业活动的参与率越高,农业活动的参与率越低。城关镇能为农民从事非农业活动提供基础设施和各种服务,从而能降低非农业活动的交易成本,提高收益率。而且县城往往还是乡镇企业的集聚点,能提供大量的非农业就业机会。

下面我们来看收入方程(即方程(12))。劳动力数量的作用在两种活动中都显著为正。这就是说农业收入和非农业收入都与劳动的投入呈正相关。教育指标的系数表明,家庭平均文化程度不仅对非农业收入具有正向作用,对农业收入也具有正向作用。本研究的一个重要结果是,尽管教育对农业参

表 2 农业活动和非农业活动的参与方程及收入方程的估计(赫克曼完全最大似然法)

	农业活动		非农业活动	
	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6
参与方程				
家庭劳动力数量	0.269*** (8.45)	0.254*** (7.85)	0.166*** (12.11)	0.156*** (11.19)
家庭成员平均受教育年数				
4~6 年	0.099(0.96)		0.395*** (7.32)	
7~9 年	-0.058(-0.61)		0.565*** (10.80)	
10 年及以上	-0.346*** (-2.96)		0.796*** (9.88)	
平均受教育年数		0.110*** (2.98)		0.175*** (7.05)
平均受教育年数的平方		-0.012*** (-4.28)		-0.007*** (-3.60)
家庭土地面积	0.104*** (10.47)	0.104*** (10.36)	-0.054*** (-10.25)	-0.055*** (-10.43)
家庭土地面积的平方(/100)	-0.181** (-8.24)	-0.182*** (-8.21)	0.079*** (6.33)	0.081*** (6.48)
家庭不在业人口数	0.084*** (3.58)	0.075*** (3.16)	0.091*** (7.34)	0.088*** (7.03)
距县城的距离	0.009* (1.93)	0.009* (1.94)	-0.006*** (-2.76)	-0.007*** (-2.94)
常数项	0.318*** (2.62)	0.266** (1.96)	0.035(0.51)	-0.276*** (-3.23)
收入方程				
家庭劳动力数量	0.094*** (13.00)	0.089*** (12.18)	0.091*** (8.46)	0.097*** (9.00)
家庭成员平均受教育年数				
4~6 年	0.152*** (4.64)		0.124** (2.29)	
7~9 年	0.208*** (6.57)		0.309*** (5.66)	
10 年及以上	0.249*** (5.41)		0.406*** (5.60)	
平均受教育年数		0.089*** (6.01)		0.013(0.50)
平均受教育年数的平方		-0.005*** (-4.41)		0.003* (1.78)
家庭土地面积	0.065*** (21.16)	0.065*** (21.04)	0.012*** (2.58)	0.012** (2.54)
家庭土地面积的平方(/100)	-0.097*** (-13.32)	-0.097*** (-13.25)	-0.012(-1.05)	-0.012(-1.06)
常数项	7.675*** (195.15)	7.520*** (144.07)	7.863*** (105.5)	7.790*** (72.63)
逆米尔比率	-0.358*** (-5.31)	-0.340*** (-5.30)	-0.535*** (-7.71)	-0.519*** (-7.19)
似然函数极大值	-9 053.722	-9 038.578	-11 130.120	-11 097.830
观察值	7 292	7 292	7 292	7 292

注:同表 1。

与率的作用为负,但教育在农业生产中的收益率依然为正。这个结果至少具有两方面涵义:(1)在中国农村,虽然传统农业仍占主导地位,但平均文化程度较高的家庭在农业中仍可望获得较高的收入;(2)对于那些平均文化程度较高的家庭,其参与农业生产的概率相对较低,因此,只有在农业收益率足够高时,这些家庭才会从事农业。

以下我们仅讨论非农业活动。我们将非农业活动分为劳务性活动和家庭非农业经营活动两类。前者指家庭成员在外部劳动力市场上从事非农业活动;后者指农户以家庭为单位从事非农业经营。我们利用方程(11)和(12)分别估计这两类非农业活动的参与和收入(见表3)。从表3可见,两种非农活动参与方程的估计结果与表2中对总体非农活动参与方程的估计结果类似。有两点需要指出,一是教育在劳务性活动参与中的作用要高于其在家庭非农业经营活动中的作用。这似乎说明从事前者需要更高的文化程度。二是距县城的距离对劳务性活动参与的作用为正,对家庭非农经营的作用为负。这就是说距县城较远的家庭更可能从事非农劳务性活动;而距县城较近的家庭则更多地从事家庭非农经营。

综合表3中的参与方程和收入方程,我们可以大致区分出两种主要情况。一是变量既正向地影响非农业活动的参与,又正向地影响非农业收入。在这种情况下,该变量所代表的因素具有很高的收益率。典型例子是劳动力数量和教育。二是变量影响非农业活动的参与率,但不影响收入。在这种情况下,该变量只是间接地作用于非农业收入,例如土地面积。显然,家中土地的多寡会影响劳动力的分

表3 劳务性活动和家庭非农业经营活动的参与方程及收入方程的估计
(赫克曼完全最大似然法)

	劳务性活动		家庭非农业经营活动	
	回归 7	回归 8	回归 9	回归 10
参与方程				
家庭劳动力数量	0.113*** (9.00)	0.111*** (8.74)	0.105*** (8.61)	0.098*** (7.92)
家庭成员平均受教育年数				
4~6年	0.346*** (5.82)		0.183*** (3.42)	
7~9年	0.524*** (9.11)		0.229*** (4.45)	
10年及以上	0.791*** (10.22)		0.252*** (3.45)	
平均受教育年数		0.127*** (4.56)		0.113*** (4.68)
平均受教育年数的平方		-0.003(-1.53)		-0.007*** (-3.56)
家庭土地面积	-0.023*** (-4.47)	-0.023*** (-4.57)	-0.029*** (-5.90)	-0.029*** (-6.00)
家庭土地面积的平方(/100)	0.033*** (2.68)	0.034*** (2.77)	0.050*** (4.29)	0.051*** (4.37)
家庭不在业人口数	0.023* (1.79)	0.024* (1.87)	0.090*** (7.64)	0.087*** (7.39)
距县城的距离	0.013*** (5.86)	0.013*** (5.79)	-0.015*** (-6.89)	-0.015*** (-6.93)
常数项	-1.214*** (-16.42)	-1.482*** (-14.80)	-0.290*** (-4.34)	-0.493*** (-5.80)
收入方程				
家庭劳动力数量	0.126*** (6.07)	0.129*** (6.14)	0.050*** (3.74)	0.052*** (3.93)
家庭成员平均受教育年数				
4~6年	0.173* (1.75)		0.138** (2.11)	
7~9年	0.336*** (2.98)		0.323*** (5.02)	
10年及以上	0.466*** (3.07)		0.447*** (5.18)	
平均受教育年数		0.021(0.46)		0.026(0.80)
平均受教育年数的平方		0.003(1.00)		0.002(1.03)
家庭土地面积	-0.002(-0.29)	-0.001(-0.17)	0.005(0.78)	0.005(0.81)
家庭土地面积的平方(/100)	0.013(0.87)	0.012(0.81)	-0.012(-0.85)	-0.012(-0.91)
常数项	7.540*** (23.04)	7.489*** (18.71)	7.966*** (63.80)	7.888*** (49.53)
逆米尔比率	0.022(0.11)	0.015(0.07)	-0.457*** (-4.17)	-0.465*** (-4.27)
似然函数极大值	-7 816.161	-7 799.544	-9 739.502	-9 728.421
观察值	7 292	7 292	7 292	7 292

注:同表1。

配,但一般不会影响非农业收入,因为非农业活动的收益通常不依赖土地的投入。

最后,我们利用以上回归方程估计的结果,来模拟农村家庭文化程度的提高对家庭收入和非农业活动参与率的作用,方法如下。

利用回归 2 的结果,我们可以对每个家庭估计出一个总收入,计算该收入的平均值,将其取为总收入的初始值。利用回归 6、回归 8 和回归 10 中的估计结果,我们可对每个家庭计算出各种非农业活动的参与概率,分别计算这些概率的平均值,将其取为初始值。然后,我们将样本中所有家庭的平均文化程度提高 1 年,重新计算总收入和诸非农业活动参与概率的平均值,再将其与初始值相比较,即可考察家庭平均文化程度对家庭收入和非农业活动参与的作用。表 4 为模拟结果。

从表 4 可见,农村家庭平均文化程度提高 1 年能带来平均总收入约 5% 的增长。按收入分组来看,初始收入水平越低,增长幅度越大。也就是说农村文化程度的普遍提高还可以在某种程度上缩小收入的不平等。这个结果证实了世界粮农组织报告中的结论:教育是农村非农产业、工资水平和生产率的一个显著决定因素,它因此而能使收入分布更加平等(FAO, 1998)。

非农业活动的平均参与率在总体上增长了 3%。劳

务性活动的参与对文化程度提高的反应比较敏感(8.31%),而非农家庭经营的反应则比较微弱(1.11%)。一般来说,劳务性活动的参与常常更依赖于家庭成员的个人决策。在其他条件相同的情况下,文化程度的提高能增强劳动者在外部劳动力市场上的竞争能力,因此,文化程度对劳务性活动的参与的作用比较明显。而家庭非农业经营活动则更多地是一种家庭行为,这种活动不仅取决于家庭成员的平均文化程度,而且还取决于某些其他因素,如外部市场环境、家庭经营的特点等。

四、结 论

本文利用微观调查数据,研究了教育对农村家庭生产活动的参与及收入的作用。首先,我们的研究结果表明,对于非农业活动来说,家庭平均文化程度越高,参与该活动的概率越大;对于农业活动来说,文化程度的提高似乎推动家庭逐步放弃农业经营。其次,无论对于农业还是非农业,教育对收入的作用始终是正向的,而且随着受教育程度的提高而上升。这个结果反映了教育在提高农村劳动力生产率方面强有力的作用,证实了舒尔茨(1964)的论断:人力资本是农业经济增长的主要源泉。另外,特别值得指出的是,尽管文化程度的提高不利于农业活动的参与,但是,一旦从事了农业经营,教育仍然显著地促进农业收入。再次,在非农业活动中,教育对劳务性活动的参与的作用要高于对家庭非农业经营活动的参与的作用。表明就文化程度而言,劳务性活动的参与比家庭非农经营的参与的“门槛”更高。最后,模拟结果表明,教育水平提高不仅能带来农村家庭收入的增长,而且还能在某种程度上降低农村收入分布的不平等。

表 4 农村家庭平均文化程度提高 1 年对家庭收入和非农业活动参与率的作用

	初始值 A	模拟值 B	模拟值相对于初始值的 变化 $100 \times \left(\frac{B-A}{A} \right)$	观察值
总收入的平均值(元)				
全部样本	9 381	9 847	4.97	7 292
收入分组				
6 000 元以下	4 751	5 291	11.36	570
6 000~8 000 元	7 204	7 612	5.66	2 013
8 000~10 000 元	8 917	9 319	4.50	2 299
10 000~12 000 元	10 904	11 393	4.49	1 199
12 000 元以上	14 551	15 178	4.31	1 211
参与率的平均值(%)				
劳务性活动或家庭非农经营	72.87	75.12	3.09	7 292
劳务性活动	33.82	36.64	8.31	7 292
家庭非农经营	48.09	48.63	1.11	7 292

此外,计量经济学分析还给出其他一些因素在农村家庭生产活动及收入中的作用。家庭劳动力的数量对各种活动的参与和收入都具有显著的正向影响。土地作为农村家庭主要的生产资料,对家庭劳动力的分配具有决定作用:土地资源越丰富,家庭从事非农业活动的动机越弱;反之亦然。而且土地是农业收入的重要决定因素,但土地对非农业收入水平不起作用。距县城的距离,作为家庭外部环境和各种条件的代表,也是对家庭劳动资源的分配具有重要影响,即离县城越近,非农业活动的参与概率越强。

参考文献:

1. Bardhan P., Udry C. (1999), *Development Microeconomics*, Oxford:Oxford University Press.
2. Barro R. J. (1991), Economic Growth in a Gross Sector of Countries, *Quarterly Journal of Monetary Economics*, 151(2): 407-443.
3. Dhakal D., Grabowski R., Belbasr K. (1987), The Effect of Education in Nepal's Traditional Agriculture, *Economics of Education Review* 6: 27-34.
4. FAO (1998), *The State of Food and Agriculture 1998*, Rome:FAO.
5. Heckman J. (1979), Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica* 47(1): 153-161.
6. Hopcraft P. (1974), *Human Resources and Technical Skills in Agricultural Development: an Economic Evaluation of Educative Investments in Kenya's Small-farm Sector*, PhD Dissertation, Stanford University.
7. Huffman W. E., Lange M. D. (1989), Off-Farm Work Decisions of Husbands and Wives: Joint Decision Making, *Review Economic and Statistic* 71(August): 471-480.
8. Kalirajan K. (1981), An Econometric Analysis of Yield Variability in Paddy Production, *Canadian Journal of Agricultural Economics* 29: 283-294.
9. Kumbhakar S., Bhattacharvyya, A. (1992), Price Distortions and Resource-use Efficiency in Indian Agriculture: a Restricted Profit Function Approche, *Review of Economics and Statistics* 74: 231-239.
10. Maddala G. S. (1983), *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York:Cambridge University Press.
11. National Statistics Bureau of China (2000), *China Statistical Yearbook*, Beijing: China Statistics Press.
12. Pachico D. H., Ashby J. A. (1976), Investments in Humain Capital and Farm Productivity: Some Evidence from Brazil, *Unpublished Manuscript*, Cornell University, Ithaca NY.
13. Patrick G. F., Kehrborg E. W. (1973), Costs and Returns of Education in Five AgriCultural Rgions of Eastern Brazil, *American Journal of Agricultural Economics* 55: 145-154.
14. Philips J. M., Marble R. P. (1986), Farmer Education and Efficiency: a Frontier Production Function Approach, *Economics of Education Review* 5: 257-264.
15. Population Census Office Under the State Council (2001), *Major Figures on 2000 Population Census of China*, Beijing:China Statistics Press.
16. Pudasaini S. P. (1983), The Effects of Education in Agriculture: Evidence from Nepal, *American Journal of Agricultural Economics* 65: 509-515.
17. Schultz T. W. (1961), Investment in Human Capital, *American Economic Review* 51: 1-17.
18. Schultz T. W. (1964), *Transforming Traditional Agriculture*, New Haven/London:Yale University Press.
19. StataCorp. (1997), *Stata Reference Manual Release 5.0*, Texas:Stata Press.
20. Taylor J. E., Yunez-Naude A. (1999). *Education, Migration et Productivité: une Analyse des Zones Rurales au Mexique*, Paris: Centre de Développement de l'OCDE.
21. Zhao Y. (1999), Labor Migration and Earnings Differences: The Case of Rural China, *Economic Development and Cultural Change* 47(4): 767-782.

(责任编辑: 朱 犁)