

# 林业主产区农户影子工资对家庭劳动供给影响的实证分析

弓秀云<sup>1</sup>, 秦 富<sup>2</sup>

(1. 北京物资学院 劳动人事系, 北京 101149; 2. 中国农业科学院 农业经济与发展研究所, 北京 100086)

**摘 要:** 本文利用 1990—2001 年我国四川省沐川县、安徽省金寨县 480 户农户的数据, 采用 Translog 函数和 C-D 生产函数对样本林业主产区农户在林业、种植业、畜牧业和非农业的影子工资进行估算, 并利用 Heckman 两阶段模型分析了影子工资、影子收入、户主年龄、户主受教育程度、家庭负担等因素对农户劳动供给的影响。研究结果表明: 样本林业主产区农户的影子工资与劳动供给时间存在负向关系, 闲暇对于农户家庭中男性和女性来说是劣质品; 农户家庭劳动供给的联合决策特征非常明显; 农户家庭劳动力存在主次之分, 该结论对于说明农户家庭内劳动分工以及劳动力流动有一定的指导意义。

**关键词:** 林业主产区; 影子工资; 农户家庭劳动供给

**中图分类号:** F272.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-980X(2008)09-0082-06

1978 年以来, 我国实现了令人瞩目的经济增长, 但农村的贫困形势依然严峻。我国的 592 个国家扶贫开发重点县的绝大多数分布在森林资源丰富的山区。

对于林业主产区的贫困农户而言, 劳动力是其最重要的资产。以市场为基础的贫困缓解策略主要是通过提高劳动生产率或增加劳动需求来提高贫困家庭获得收入的能力。但是, 劳动需求只是影响工资收入的一个方面, 家庭劳动供给行为对工资收入也有重要影响。不仅如此, 在政策制定者改善贫困者福利的实际工作中, 核心问题就是合理解释劳动供给行为。

然而, 农村贫困地区就业的典型特征自我雇佣, 很少从事有酬劳动, 因此, 如何在没有工资的情况下估计劳动供给行为就成为一个难题。在这种情况下, 通过影子工资率和影子收入来观察农户及其成员的劳动供给行为, 是研究农户劳动力配置问题的一个有效途径。

## 1 相关文献回顾

关于家庭劳动供给和需求决策的分析, 20 世纪 90 年代以前的大部分研究都是基于生产和消费的可分性观点。生产和消费的可分性观点具有如下假

设: 劳动和其他农业生产投入品是完全替代的; 家庭劳动和雇佣劳动在生产上是可以完全替代的;

家庭成员对从事农业劳动和非农业劳动没有明显的偏好。家庭的生产和消费决策可分两步: 首先, 家庭将多少劳动投入农业生产基于最大化利润的考虑, 而不考虑消费和休闲偏好; 其次, 家庭根据农业利润和市场价格来决定消费多少以及供给多少劳动。在生产和消费的可分性观点的假定下, 不管劳动力是否从事非农劳动, 市场工资都可以用来衡量家庭劳动的时间价值。

但是, 在发展中国家农户家庭劳动供给的研究中, 经济学家们从不同的角度对可分性假定提出了质疑。例如, Benjamin<sup>[1]</sup> 分析了在有限的非农就业时间的约束下, 农业劳动市场的调整可能受到的阻碍及由此而产生的不可分性。Deolalikar 和 Vijverberg<sup>[2]</sup>、Jacoby<sup>[3]</sup> 以及 Skoufias<sup>[4]</sup> 则指出了生产和消费的不可分性源于家庭劳动与雇佣劳动不完全替代的情形。Laufer<sup>[5]</sup> 发现, 在印度农村不同作物的生产中, 家庭中男性和女性的劳动分工意味着家庭劳动的不完全替代。Lopez<sup>[6]</sup> 则考察了农民对农业劳动和非农劳动有着不同偏好的情况。Jacoby 在估计农户家庭劳动供给时采用的是生产和消费的不可分假定, 认为影子工资而不是市场工资决定了农户

收稿日期 2008-05-09

作者简介: 弓秀云(1978—), 女, 山西原平人, 北京物资学院劳动人事系讲师, 管理学博士, 研究方向: 劳动经济学和人力资源管理; 秦富(1964—), 男, 内蒙人, 中国农业科学院农业经济与发展研究所所长, 教授, 研究方向: 农业投资、农业技术经济。

家庭的劳动供给和需求,并提出了用生产函数计算影子工资的方法。

Jocaby 的影子工资理论在农户劳动供给研究中得到了广泛应用,如 Skoufias、都阳<sup>[7]</sup>、Sicular 和 Zhao<sup>[8]</sup> 分别对印度农村和中国农村的劳动供给行为进行了估计。但在对影子工资对劳动供给的影响进行估计时,其采用的是两阶段最小二乘法(2SLS),而本文采用的是 Heckman 两阶段模型,这样考虑到了劳动时间的有偏选择过程。

## 2 影子工资和影子收入的估计

根据 Jacoby 和 Skoufias 提出的以农业生产函数为基础估算影子工资,进而推算家庭影子收入的方法,本文以 1990—2001 年我国四川省沐川县和安徽省金寨县的 480 户农户为例,计算其影子工资和影子收入。从 2001 年调查县的基本情况看,四川省沐川县的农村劳动力为 13.63 万人,占全县总人口的 53%,农业产值占该县生产总值的 81%;安徽省金寨县的农业人口为 55.79 万人,占全县总人口的 88%,农业产值占该县生产总值的 35%。所调查两县农户的农业收入比重为 71%,男性劳动力农业投入时间占男性总劳动时间投入的 64%,女性劳动力农业投入时间占女性总劳动时间投入的 88%。所以,从初步统计来看,以样本农户的农业边际生产率作为影子工资,并分析其对劳动供给行为的影响是可行的<sup>[8]</sup>。

根据林业、种植业、畜牧业和非农业的生产函数,我们可以推算不同性别劳动力的影子工资:

$$W_i^* = \frac{\partial R_i}{\partial x_{ji}} = \frac{R_i}{x_{ji}} \quad (1)$$

式(1)中: $W^*$  为影子工资率; $j = 1, 2, 3, 4$ , 分别代表林业、种植业、畜牧业和非农业; $i = 1, 2$ , 分别代表男性和女性; $R_j$  分别代表林业、种植业、畜牧业、非农业的产值; $x_{ji}$  分别代表男性或女性投入在林业、种植业、畜牧业和非农业的劳动时间; $j_i$  分别代表男性或女性的劳动投入的边际产出。

在 C-D 生产函数中,男女劳动投入的系数就是其边际产出;在 Translog 生产函数中,边际产出的得出实际就是求偏导数的过程。

影子收入  $R^*$  的计算公式为:

$$R_i^* = R_f - W_i^* X_i - capital \quad (2)$$

式(2)中,  $capital$  为现金投入。

根据 C-D 生产函数和 Translog 生产函数的估计结果,得到 1990—2001 年四川省沐川县和安徽省

金寨县样本农户的影子工资和影子收入,见表 1。

表 1 1990—2001 年四川省沐川县和安徽省金寨县样本农户的影子工资和影子收入

项目		行业			
		林业	种植业	畜牧业	非农业
Translog 函数	男性影子工资(元/日)	14.46	2.09	5.13	19.93
	女性影子工资(元/日)	4.02	4.95	7.22	6.43
	影子收入(元)	657.11	777.52	620.80	-665.00
C-D 函数	男性影子工资(元/日)	13.61	3.45	3.88	14.81
	女性影子工资(元/日)	3.44	4.21	4.81	3.40
	影子收入(元)	1036.70	920.28	769.02	-62.00
未包含影子工资的利润(元)		1219.04	1068.39	999.76	1385.00

从影子工资的角度解释农户家庭劳动供给,可以看出,农户家庭中不同性别劳动力的劳动供给行为遵循了比较优势的原则:由于男性在林业和非农业的影子工资大于女性,而女性在种植业和畜牧业的影子工资大于男性,因而他们各自从事自己比较有优势的产业,以实现家庭利润最大化。

## 3 影子工资和影子收入对农户家庭劳动供给的影响

### 3.1 模型设置和变量选择

在劳动供给模型中,一般假定家庭成员劳动供给时间具有同质性(homogeneity),即家庭成员的劳动时间用于林业、种植业、畜牧业和非农劳动所产生的边际效果是相同的,那么家庭成员的劳动供给时间就为总的时间禀赋减去用于休闲的部分<sup>[7]</sup>。但本文认为,林业、种植业、畜牧业和非农业的影子工资、影子收入差异是客观存在的,为了反映林业、种植业、畜牧业和非农业影子工资、影子收入差异对农户家庭劳动供给的影响,本文分别对林业、种植业、畜牧业和非农业的劳动供给函数进行研究。

男性(户主)和女性(配偶)对林业、种植业、畜牧业和非农业的劳动时间投入是一个有偏选择的过程,为了抑制这种由样本选择而产生的偏差,本节采用 Heckman 两阶段模型估计影子工资、影子收入以及其他家庭特征变量对劳动供给时间的影响,

$$\ln X_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln W_{ij} + \alpha_2 \ln R_j + \alpha_3 S_j + \alpha_4 + \epsilon_i \quad (3)$$

式(3)中, $X_{ij}$  为男性或女性在林业、种植业、畜牧业和非农业的劳动供给时间, $S_j$  是个人特征及家庭特征变量,主要包括年龄、受教育程度、0~3岁家庭成员比例、3~16岁家庭成员比例、60岁以上老人比例、上一年的家庭人均纯收入、到县城的距离、林地面积、农地面积; $W_{ij}$ 、 $R_i$  分别代表农户家庭中男性劳动力在某一

产业(林业、种植业、畜牧业和非农业)的影子工资和影子收入; $\theta_0, \theta_1, \theta_2, \theta_3$  为待估计参数; $\varepsilon_i$  为随机扰动项; $\theta_i$  为对所有农户计算其参与某一产业(林业、种植业、畜牧业和非农业)的逆米尔比率。

在估计式中,劳动供给时间、影子工资、影子价格均采用对数形式。在结构方程中,解释变量有影子工资、影子收入,以及家庭特征变量、个人特征变量等。考虑到农户家庭成员劳动供给的联合决策特征,在估计每一类产业的劳动供给时间函数时,都加入配偶的影子工资变量,以期发现交叉价格弹性对农户家庭劳动供给的影响。模型可以检验以下理论假说:

1) 农户家庭成员劳动供给函数的非补偿工资效果。在个人的劳动供给函数中,如果自身的非补偿工资弹性为正且拒绝零假设,那么就存在一条向上的劳动供给曲线;如果自身的非补偿工资弹性为负且拒绝零假设,那么就存在一条后弯的劳动供给曲线(也可能是“S”型劳动供给曲线)。

2) 农户家庭成员闲暇的需求特性。在劳动供给函数中,如果影子收入的系数为负且拒绝零假设,则农户家庭对闲暇的需求弹性为正值,闲暇为正常商品;如果影子工资的系数为正,即对闲暇的需求弹性为负值,闲暇为劣质品。

3) 农户家庭劳动供给的联合决策特征。如果劳动供给的交叉价格工资弹性的系数显著拒绝零假设,则说明农户家庭成员的劳动供给决策在家庭成员间是相互影响的,存在联合决策的特征。

4) 男性(户主)是农户家庭的主要劳动力(主要劳动力定义为家庭收入的主要挣得者),女性(配偶)是农户家庭的次要劳动力,男性(户主)相对于女性(配偶)而言,前者的主要劳动供给时间不可能显著改变。如果男性的非补偿工资弹性显著小于女性,或家庭中其他成员对男性劳动时间的影响显著小于女性,则说明家庭中的劳动力存在主次之分。

### 3.2 估计结果及解释

根据式(3),得出 1990 - 2001 年四川省沐川县、安徽省金寨县样本农户的劳动供给时间影响因素的估计结果,见表 2。对表 2 所示数据进行分析,可得出如下结论。

1) 除女性非农劳动供给自身非补偿工资弹性为负且不显著外,其余 7 个方程无论男性和女性的自身非补偿工资弹性都显著为负。有 3 种可能的解释。第一种,在古典模型所认为的反“C”型劳动供给曲线的上弯部分,即工资率水平较高时,收入效应

大于替代效应,随着工资率的上升,劳动时间减少,人们更多偏好休闲。第二种,农民是非理性、懒惰的,其行为不像“经济人”:他们的欲望有限,强烈偏好闲暇,劳动的目的就是挣得目标收入或维持生存性收入;当工资上涨时,他们就会减少自己的劳动供给。显然,这种解释与我们的理论假设“农民是理性经济人”相违背。第三种, Maryke Dessing<sup>[9]</sup> 给出了我们认为比较合理的解释:对于工资低的农户,他们增加劳动供给以维持收入水平不变,因此工资和劳动供给水平会表现出负向关系。样本农户基本上是小农户和边际农户,他们存在生存约束边界,在工资水平较低时,必须通过增加家庭成员劳动供给时间来增加家庭收入,当工资达到较高水平时,非补偿工资弹性才为正。

2) 除畜牧业以外,农户家庭中男性劳动力自身的非补偿工资弹性都小于女性劳动力,且非农业的自身非补偿工资弹性最小。这是因为男性作为农户家庭的主要劳动力,其劳动供给时间对工资变化的反应比较微弱,换句话说,相对于女性劳动力而言,男性劳动力的劳动供给时间不可能因工资的变化而显著改变。长期以来,农户家庭内的性别分工导致女性劳动力的劳动时间对家务劳动时间具有很强的替代性,而男性劳动力的劳动时间的替代性较弱。尤其在非农业劳动方面,妇女因缺乏非农业知识和技能或被限制进入劳动力市场,从而导致其具有较低的收入预期,因而专注于家庭内部劳动;男性则倾向于通过非农劳动赚取现金收入,最终表现为农户家庭中男性劳动力劳动供给时间的非补偿工资弹性小于女性劳动力。

3) 在 8 个劳动供给方程中,交叉工资弹性都达到 1% 或 5% 的显著水平,这与农户效用最大化的假设是一致的,同时也体现了农户家庭成员劳动供给的联合决策特征。如果在劳动供给函数中不考虑这种交叉效果,则会导致估计式错误(specification error)。

4) 劳动供给函数中影子收入变量的作用旨在判定农户对闲暇需求的性质。换言之,如果随着农户家庭收入的增加,农户家庭成员对闲暇的需求增加(劳动供给随之减少),那么闲暇对于农户家庭就应属于正常物品;反之,如果随着农户家庭收入的增加,农户家庭成员对闲暇的需求却随之减少(劳动时间供给随之增加),那么闲暇就应属于劣等品。相应地,当闲暇是正常物品时,影子收入在劳动供给函数中为正值;闲暇是劣等品时,影子收入在劳动供给函

数中为正值。从模型的估计结果看,影子收入变量的系数在6个劳动供给函数中均为正值,在统计上也达到1%的显著性水平,因此可以说明,闲暇对于贫困地区的农户来说是劣等品,且农户的劳动供给水平是与其所面临的经济机会相联系的,市场机会的增加也就增加了闲暇的机会成本,农户对闲暇的需求也就相应减少。

5) 年龄作为男性或女性的个人特征变量,对劳动供给时间有显著影响。一般而言,通过观察劳动供给的生命周期效果可以发现,随着农户成员年龄的增加,其劳动供给时间也在逐渐增加,但劳动供给时间随年龄增加的趋势存在一个阈值,超过该临界值后,劳动供给时间将随着年龄的增加而减少。在本文的8个劳动供给估计方程中,只有男性林业劳动时间表现出生命周期的特征,即60岁以下男性的林业劳动供给时间随其年龄的增加而增加;60岁以上男性的林业劳动供给时间随其年龄的增加而降低。而男性年龄对种植业劳动供给时间的影响不显著,对畜牧业劳动供给时间的影响显著为正。这可能是由于种植业是维持农户生存和生计的根本,男性一般都不会放弃,畜牧业对体能和技能的要求低于林业、种植业、非农业,随着男性年龄的增长,其劳动供给选择会减少,从而会增加畜牧业劳动供给时间。男性年龄对非农业劳动供给时间的影响在10%的水平上显著为负,说明年龄增长是男性从事非农业的障碍。女性年龄对林业和种植业劳动供给时间的影响在10%的水平上显著为负,对畜牧业和非农业劳动供给时间的影响不显著。样本农户没有显示出劳动供给的生命周期特征可能是由于调查对象的年龄偏小(男性平均年龄为37.28岁,女性平均年龄为35.56岁)的缘故。

6) 相对于年龄而言,受教育程度对男性和女性的劳动供给时间的影响存在较大差异。具体表现为:农户家庭中男性和女性的受教育程度的提高虽然有利于林业劳动供给决策,但女性受教育水平的提高可能增加林业劳动供给时间,而男性受教育水平对林业劳动供给时间的影响不显著,这说明受教育程度对男性林业劳动供给时间的影响不大,对女性林业劳动供给时间却可能产生正向影响;男性受教育程度的提高有利于非农业劳动决策和劳动供给时间的增加,而女性受教育水平对非农业劳动决策和劳动供给时间的影响都不显著。据刘晓昀<sup>[10]</sup>分析,已婚减少了男性和女性的非农劳动机会,而且其影响主要体现在已婚女性上。受教育程度虽然可以

提高女性的非农就业机会,但已婚妇女的就业决策并不完全受个人特征影响,而是受家庭集体决策的影响。已婚妇女作为边缘劳动者,主要负责料理家务和照顾小孩,所以受教育程度的提高对女性非农就业的影响并不显著。

7) 农户家庭中未成年人的比例(尤其是0~3岁儿童比例)可以看成是家务劳动的重要组成部分,可能对女性的劳动供给时间产生负向影响,对男性的劳动供给时间产生正向影响。因为有未成年人的家庭的经济负担较重,教育支出需要家庭获得更多的现金收入,而农业可提供的现金收入较少,男性尤其需要增加非农劳动供给时间。从估计结果看,未成年人的比例对男性林业和非农业劳动供给时间的影响显著为正,但对女性农业劳动供给时间的影响却并不为负,这可能是由于亲戚、邻居或家中较大的孩子可以代替母亲照看小孩,并且喂养和照料小孩与农业活动并非完全不相容。

8) 农户家庭中60岁以上老年人的比例对男性劳动供给时间的影响不显著,对女性林业和种植业劳动供给时间有显著的负影响,对女性的非农业劳动供给时间有显著的正向影响。这再一次证明了男性作为农户家庭的主要劳动力,其劳动时间的替代性较弱,而女性和老人作为家庭的辅助劳动力,其劳动时间的相互替代性较强。

9) 上一年的家庭人均纯收入对男性和女性的劳动供给时间的影响在非农业上存在差异,即家庭经济实力的增强有利于男性的非农就业决策,而对女性非农就业决策的影响不显著。正如前文提到的原因,已婚女性在家庭中承担着料理家务和照顾小孩的任务,非农业活动与此有一定的排斥性,富裕家庭更有条件和能力让妇女专注于家庭内部劳动。

10) 从计量经济学的意义上说,逆米尔比率反映了参与方程的残差与劳动供给时间方程的残差之间的相关性。从表2可知,逆米尔比率系数在男性的林业、种植业、畜牧业劳动供给时间方程中显著为正,其经济含义是:不参与林业、种植业和畜牧业的男性是那些非农业劳动供给时间较多(或非农业就业机会较多)的男性,也就是说,男性的农业劳动供给时间和非农业劳动供给时间具有排斥性。逆米尔比率系数在女性林业、种植业、畜牧业劳动供给时间方程中显著为负,其经济含义是:女性的林业、种植业、畜牧业的劳动供给时间偏少,这可能与女性从事家务劳动时间多有关。逆米尔比率系数在男性和女性的非农业劳动供给时间方程中显著为负,其经济

含义是:男性和女性的非农劳动供给时间都偏少,这说明样本农户大多从事的是短期工工作。(事实上,样本农户家庭短期工收入占其非农收入的比例平均达到了 81.4%。)

表 2 1990—2001 年四川省沐川县、安徽省金寨县样本农户劳动供给时间影响因素的估计结果

阶段	变量	林业				种植业				畜牧业				非农业			
		男性		女性		男性		女性		男性		女性		男性		女性	
		系数	z	系数	z	系数	z	系数	z	系数	z	系数	z	系数	z	系数	z
第二阶段	男性影子工资(元/日)	-0.19***	-16.69	0.05***	6.68	-0.52***	-3.50	-0.06	-0.75	-1.00***	-3.39	0.02***	15.99	-0.02***	-3.05	-0.04**	-2.03
	女性影子工资(元/日)	0.01***	8.14	-1.01***	-13.10	0.37***	11.36	-0.79***	-6.90	0.05***	2.50	-0.90***	-15.17	0.02***	3.92	-0.04	-1.33
	影子收入	0.92***	12.39	0.89***	10.73	4.40***	5.57	3.79***	3.20	0.94**	2.26	0.91***	4.55	-	-	-	-
	年龄(岁)	0.94**	2.36	-0.07*	-1.84	0.48	1.38	-1.15*	-1.90	0.04***	5.87	-0.05	-1.31	-2.27*	-1.82	0.16	1.54
	年龄二次方	-0.13**	-2.25	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	教育	0.05	1.43	-0.20***	-5.05	-0.02***	-3.04	-1.24***	-4.79	-0.05***	-2.91	-0.12***	-2.65	0.29***	5.14	0.09	1.39
	教育二次方	-0.02	-1.23	0.05***	3.50	-	-	-	-	-0.01***	-2.41	-	-	-	-	-	-
	常数项	-2.85***	-4.02	-0.77***	-4.50	-4.99***	3.88	3.08	1.42	-1.62***	-5.86	0.11	0.66	9.74***	4.17	4.13***	10.83
	第一阶段	年龄(岁)	0.37***	2.83	0.32***	3.73	-0.10	-0.44	0.49***	2.98	0.37***	2.48	0.80***	5.09	9.74***	6.09	-1.99***
年龄二次方		-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
教育		0.29***	3.66	0.24***	7.55	2.51***	7.45	0.41***	6.80	0.82***	2.91	0.35***	6.14	0.40***	7.03	0.22	1.06
教育二次方		-0.02	-0.24	-	-	-0.79***	-6.59	-0.62***	-6.02	-0.30***	-3.22	-0.36***	-3.88	-	-	-	-
0~3岁以下孩子比例%		-0.03**	-2.08	-0.02*	-1.75	-0.02	-1.35	0.01	1.40	0.01	1.59	0.02**	1.97	0.01	0.37	0.04	1.10
3~16岁孩子比例%		0.02***	2.54	0.02***	2.96	-	-	-	-	-	-	-	-	0.05***	3.40	-0.01	-0.78
60岁以上老人比例%		0.12	0.70	-0.06***	-10.07	-0.01	-0.25	-0.07***	-3.56	0.01	0.88	-0.01	-0.51	0.02	0.90	0.07***	2.57
上一年家庭人均纯收入		0.19***	2.48	0.18***	2.78	-0.46***	-4.76	-0.26***	-3.01	-0.30***	-3.86	-0.39***	-4.96	0.27***	2.51	0.07	0.43
到县城的距离		-	-	-	-	0.05**	2.18	0.29***	6.18	0.18***	10.13	0.13***	3.01	-0.06	-1.43	-0.10*	-2.34
农地面积(亩)		-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.17***	-4.24	0.22***	-1.85
林地面积(亩)		-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.04**	2.14	1.03	5.61
常数项		-0.69	-1.28	-1.59***	-4.92	0.35	0.37	-2.50***	-3.71	-1.67***	-2.62	-2.79***	-4.40	-17.96***	-6.22	-0.27***	0.72
逆米尔比率		0.32***	8.19	-0.38***	-6.49	1.33*	1.85	-4.91***	-3.99	0.01*	1.91	-0.19***	-2.72	-0.45***	-2.59	-	-2.17
rho	1.00		-0.96		0.45		-1.00		0.36		-0.81		-0.64		-0.32		
sigma	0.32		0.40		2.92		4.91		0.03		0.23		0.71		0.85		
lambda	0.32		-0.38		1.33		-4.91		0.01		-0.19		-0.45		-0.27		

注:“\*\*\*”、“\*\*”、“\*”分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平;“-”代表缺省变量。

### 4 结论

对于中国的农村经济而言,劳动力资源能否有效利用,取决于劳动力市场是否能够健康发展和有效运行。我国中西部地区具有丰富的劳动力资源,但往往由于经济机会的缺乏和劳动力市场的不完善而造成劳动配置的低效率。在这种状态下,农户家庭成员的农业劳动供给行为就不是以市场工资为基础,而是以影子工资为基础。

本文利用农业生产函数计算了农户家庭中男性和女性的林业、种植业、畜牧业和非农业的影子工资率,发现男性的林业和非农业的影子工资率远大于女性,女性的种植业和畜牧业的影子工资率略大于男性。这意味着农户家庭劳动力配置遵循了比较优势的原则,从而进一步验证了农户家庭劳动分工的比较优势理论。由于男性和女性的劳动供给时间的有偏选择问题,在分析影子工资和影子收入对农户

家庭中男性和女性的劳动供给行为的影响时,本文采用了 Heckman 两阶段模型,检验了 4 个理论假说:男性和女性非补偿工资弹性为负。在男性和女性劳动供给函数中,影子收入对劳动供给的影响系数均为正值,在统计上也达到 1% 的显著水平,因此可以说明闲暇对于贫困地区的农户来说是劣等品,也说明农户的劳动供给水平是与其所面临的经济机会相联系的,市场机会的增加也就增加了闲暇的机会成本,农户对闲暇的需求也就相应减少。农户家庭劳动供给的联合决策特征非常明显。因为农业生产、家庭工作等都将影响农户家庭的劳动供给总体水平,家庭成员必须根据家庭的需要来配置劳动,这就使得家庭成员的生产率对彼此的劳动供给水平产生了很大的影响。家庭劳动力存在主次之分。男性(户主)是家庭的主要劳动力,妇女(配偶)和老人等是家庭的辅助劳动力,表现为男性的劳动供给非补偿工资弹性小于女性,并且家庭中老人

与女性的劳动供给的互补和替代关系也显著明显于男性(户主)。该假说与家庭成员按照比较优势分工的理论并不矛盾:因为男性在收入挣得方面(尤其是非农活动)具有比较优势,是家庭的主要劳动力,而女性或老人在收入挣得方面不具有比较优势,是家庭的辅助劳动力;同时劳动力的主次之分可能随着比较优势的改变而变化。

### 参考文献

- [1] BENJAMIN D. Household composition, labor markets, and labor demand: testing for separation in agricultural household models[J]. *Econometrica*, 1992, 60:287-322.
- [2] DEOLALIKAR A, VIVBERBERG W. A test of the heterogeneity of family and hired labor in Asian agriculture[J]. *Oxford Bulletin Economics and Statistics*, 1987, 61:408-416.
- [3] JACOB Y H. Shadow wages and peasant family labor supply: an econometric application to the Peruvian Sierra[J]. *Review Economic Studies*, 1993, 60:903-922.
- [4] SKOUFIAS E. Using shadow wages to estimate labor supply of agriculture household[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1994, 76(5):215-227.
- [5] 弗兰克·艾利斯. 农民经济学[M]. 上海:上海人民出版社, 2006:180-205.
- [6] LOPEZR. Structural models of the farm households that allow for interdependent utility and profit maximization decisions[m]// SINGH IJ, SQUIREL, STRAUSS J. *Agricultural household models: extensions, applications and policy*. Johns Hopkins University Press, 1986:240-262.
- [7] 都阳. 影子工资率对农户劳动供给水平的影响[J]. *中国农村观察*, 2000(5):36-42.
- [8] SICULAR T, ZHAO Yaohui. Earning and labor mobility in rural china: implication for China's WTO entry[R]. Working paper, 2002.
- [9] DESSING M. Labor supply, the family and poverty: the S-shaped labor supply curve[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2002, 49:438-458.
- [10] 刘晓昀. 中国农村劳动力非农就业的性别差异研究[J]. *经济学季刊*, 2003(4):712-718.

## Empirical Analysis on Influence of Shadow Wage on Labor Supply of Farmer Households in China's Main Forestry Production Areas

Gong Xiuyun<sup>1</sup>, Qiu Fu<sup>2</sup>

(1. Department of Labor Relations and Human Resources, Beijing Wuzi University, Beijing 101149, China;

2. Institute of Agricultural Economics and Development, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100086, China)

**Abstract:** Based on the data of 480 farmer households in Muchuan county of Sichuan and Jinzhai county of Anhui during 1990-2001, this paper estimates the shadow wages of farmer households in main forestry production areas in the industries including forestry, planting, animal husbandry and non-farming by C-D function and Translog production function, and analyzes the influence of shadow wage, shadow income, farmer householder's age and education level and family burden on labor supply of farmer households. The results show that, there is the negative relation between shadow wage and labour time; the leisure is the inferior goods for men and women in farmer household family; the characteristic of joint-decision in labor supply of farmer households is obvious; farmer households labors can be divided into the preliminary and the secondary, which can explain the labor division of family inner as well as labor mobility in a certain degree.

**Key words:** main forestry production area; shadow wage; labor supply of farmer household