

影子工资率对农户劳动供给水平的影响^{*}

——对贫困地区农户劳动力配置的经验研究

都 阳

(中国社会科学院人口所)

内容摘要: 本文利用贫困地区的农户调查资料估计了农户的农业生产函数,并在此基础上根据劳动的边际生产率估算了家庭成员的影子工资率和影子收入。由于贫困地区劳动力市场的不完善,本文以影子工资率和影子收入为基础对劳动供给函数进行了估计。本文的研究结果表明,农户家庭决策与劳动供给决策是相互联系的,而且劳动供给具有家庭联合决策的特征。

关键词: 劳动力配置 影子工资率 贫困地区

农户劳动供给问题是发展中国家制定农村政策时所必须考虑的重要内容。因为,农村开发计划和农业技术变迁都有赖于劳动力市场将其产生的效果传递到农户,而贫困家庭则要依赖于劳动力市场提高劳动的边际生产率,分散其收入来源,化解收入波动带来的风险(Morduch, 1995)。然而,经典的劳动经济学文献对劳动供给行为的分析多以一个运行很好的劳动力市场为前提。农户决定用多少劳动于农业生产是以实现其农业利润的最大化为原则的,而在决定全部劳动供给水平时,则根据其农业利润、市场价格和工资率来确定。因此,劳动供给决策、农业生产决策独立于消费决策,即它们是可分的。然而在研究农户的劳动力配置时,经常遇到的一个难题是,无法将农户的劳动配置通过市场工资率的影响加以反映。因为,尽管农村劳动力的配置呈现出多元化的趋势,但对于很多地区由于劳动力市场发育的不完善,仍然很难准确地观察到市场工资率。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,为我们研究农户劳动力配置提供了一个有效的分析工具。

一、生产、消费决策不可分性与农户劳动供给

当考虑农户的时间分配模式的时候,最大的特点在于必须考察农业生产对其产生的影响。由于农业生产的产品在很大程度上又是农户的主要消费品(对于贫困地区来说尤其如此^①),因此,农户的劳动供给决策与农业生产决策以及消费决策是联系在一起的。即农户的消费决策必须考虑农产品生产的数量,而农产品的生产又必须考虑劳动的投入。

农户生产决策和消费决策具有可分性的假设有着较为严格的条件限制,即:①劳动和其他农业生产的投入品市场是完全竞争的;②家庭劳动和雇佣劳动在生产上是可以完全替代的;③非农工作不存在效用损失,因此,家庭成员对从事农业劳动还是非农劳动没有明显的偏好。可分性是在上述三个条件都同时得以满足时才

* 作者感谢美国密西根大学(University of Michigan) Albert Park 教授提供研究数据和对论文写作的帮助。

① 根据本研究对中西部六县所做的村调查数据的结果,贫困地区的农村农产品平均商品率仅为 12.1%。因此,农产品总产量中用于消费的比例较大。

适用的。事实上,为了获得更接近于农户劳动配置行为实际的理论模型,我们必须放松这些假设。在对发展中国家农户劳动供给的研究中,经济学家们根据不同的假定对不同情况下的不可分性作出了分析。如 Benjamin(1992)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阻碍及由此而产生的不可分性;Deolalikar 和 Vijverberg(1987)和 Jacoby(1992)以及 Skoufias(1994)则指出了不可分性源于家庭劳动与雇佣劳动不完全替代的情形;Lopez(1986)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。在本文使用的样本中,并无雇佣劳动的资料,而且在农业生产中,家庭以外的雇佣劳动在调查地区并不普遍。因此,在本研究中不可分性可能源于以下几种情形。其一,是家庭中男劳动力与女劳动力的不完全替代;其二,也是最主要的一个因素,即由于农村劳动力市场发育的不完善,使得农业中劳动投入的调整受到阻碍,从而产生的不可分性。

二、对影子工资和家庭影子收入的估计

在无法观察到市场工资率的情况下,可以通过估计影子工资率对农户劳动供给行为进行分析。影子工资率指的是农业劳动的边际生产率,它反映贫困地区劳动力的生产水平。本文利用农户调查资料估计农户的农业生产函数,并通过农业生产函数来估算家庭成员的劳动边际生产率,进而推断影子工资率,然后以影子工资率为基础对贫困地区农户的劳动供给函数进行估计,并在此基础上分析农户(家庭成员)的劳动供给特征。

(一) 样本基本情况的说明

本文所使用的资料主要来自于1997年底对甘肃通渭、陕西商洛、河南虞城、江西兴国、贵州威宁、四川渠县等地所做的农户调查。此次调查在每个省抽取一个贫困县,共涉及43个村的460户农户。农户样本采取随机抽样的方法获得。农户调查采取问卷调查的方式,最后形成有效问卷446户。对个人情况的统计则分为两类,包括1997年在家超过6个月的家庭成员和1997年离家超过6个月的家庭成员。反映社区基本情况的数据来自于同期进行的村、组调查。反映县级经济的指标则来自于贫困县调查。

表1 1997年调查农户所在县的基本情况 单位: %

项目	县名					
	江西兴国	河南虞城	四川渠县	贵州威宁	陕西商洛	甘肃通渭
贫困发生率	26	9.6	2.8	7.5	9.2	21.3
人均纯收入(元)	538	1243	1636	1091	822	860
人均GDP(元)	1353	1508	1970	—	1268	950
人均粮食(公斤)	208	580	481	210	186	273
劳动力文盲率	2.9	—	50	—	4	32.4
农业就业比重	76.6	82.6	70.1	87.6	56.7	62.9
农业产值比重	71	85	63.8	84	28.0	49.4

资料来源: 贫困县调查。

从样本农户所在县的县级经济基本情况看,到1997年,其贫困特征仍表现得非常明显(见表1)。首先,贫困发生率仍然很高。被调查的6个县中有两个县贫困人口的比例到1997年仍在20%以上。其次,县级经济的经济成分构成以农业经济为主,农业的产值比重和就业比重仍居高不下;农村劳动力中,文盲仍然占有相当的比例,农村劳动力素质仍有待提高。

从被调查农户所在村的情况看,村平均规模为总人口1659人。其中,贫困人口为352人,占村总人口的31.9%;村人均收入的平均值为1044元,为全国平均水平的49.95%。村级经济成分组成也以农业经济为主。从村平均水平看,主要农产品的商品率处于一个较低的水平,仅为12.1%。在所涉及到的446个农户中,1997年在家居住超过6个月的共有1838人,其中,男性为933人,女性为905人;在外居住超过6个月的共有236人,其中,男性为155人,女性为81人。对这两部分人群进行比较可以发现,长期在外居住的人口在年龄结构上更年轻,45岁以下的占97.9%。从受教育水平来看,在外居住超过6个月的人群明显高于在家的常住人口,前者平均为7.3年,后者平均为5.8年。另外,常住在外的女性的受教育水平要明显高于在家的女

性。常住在家的女性的文盲、小学和初中的比例分别为 40.9%、35.3% 和 21.1%；而常在外的女性这三者的比例分别为 3.7%、28.4% 和 58%。主要变量的定义和统计特征由表 2 反映。

表 2 变量解释及其统计特征

变量名	变量类型	变量定义	均值	标准差
劳动供给 1	被解释变量	丈夫平均每天的劳动供给小时数	6.59	1.71
劳动供给 2	被解释变量	妻子平均每天的劳动供给小时数	7.58	1.72
影子工资 1	解释变量	丈夫的小时影子工资率(元/小时)	0.53	0.74
影子工资 2	解释变量	妻子的小时影子工资率(元/小时)	0.33	0.56
影子收入	解释变量	根据影子工资计算的家庭影子收入(元)	4474	4246
教育 1	解释变量	丈夫的受教育年限(年)	6.73	3.47
教育 2	解释变量	妻子的受教育年限(年)	2.92	3.20
年龄 1	解释变量	丈夫的年龄	42.6	10.5
年龄 2	解释变量	妻子的年龄	40.5	10.3
劳动力	解释变量	家庭的劳动力数	2.16	0.98
孩子数	解释变量	家庭的 17 岁以下孩子数	1.47	1.11
老人数	解释变量	家庭的 60 岁以上老人数	0.34	0.63
家庭资产	工具变量 III	1996 年家庭资产价值(元)	12046	11545
人均耕地	工具变量 III	家庭人均耕地面积(亩/人)	1.70	1.48
地块数	工具变量 III	耕地的地块数	8.07	5.73
灌溉系数	工具变量 III	可灌溉面积占耕地面积的比例	0.48	0.43
耕地质量	工具变量 III	高等级地占耕地的比例	0.308	0.303
村总人口	工具变量 IV	所在村的人口数(人)	1663	612
贫困发生率	工具变量 IV	贫困人口占全村人口的比例	0.23	0.228
离乡距离	工具变量 IV	离乡政府所在镇的距离(公里)	95	1.17
村人均收入	工具变量 IV	村人均收入(元)	1002.4	493.9

资料来源:《1997 年贫困与信贷农户调查》数据库。

(二) 对影子工资和影子收入的估计

在劳动力市场发育不健全、劳动力的市场参与程度不高的情况下,往往在调查过程中无从观察到劳动者市场工资率。此时,若仅仅以少数观察对象报告工资率来估计劳动供给函数,显然其估计结果是有偏估计。在这种情况下,可以使用影子工资方法,用农业生产的劳动边际生产率对市场工资率进行替代,进而估计出以影子工资为基础劳动供给函数。从所调查的 6 个县的基本情况来看,从事农业的劳动力占乡村总劳动力的比重以及农业产值占总产值的份额都较大,前者为 73%,后者为 64%(均为 6 县平均数字,分县数字见表 1)。而根据对农户调查数据的分析,在所调查的农户中,从事农业活动的劳动力占总劳动力的比例为 62.7%。男性劳动力中从事农业活动者的比例占男性劳动力总数的 45.4%,女性这一比例则高达 80.6%。所以,从初步的统计描述来看,对所调查的样本农户以农业边际劳动生产率来作为影子工资率,并分析其对劳动供给行为影响的方法是可行的。

Jacoby(1993)和 Skoufias(1994)提出了以农户农业生产函数为基础估计家庭成员的影子工资率,并进而推算家庭的影子收入的方法。本研究与 Skoufias 使用的模型不同之处在于,本研究使用的是截面数据而非混和数据,因此,不需要区分固定效果和随机效果对估计的影响。用于估计的农业生产函数为:

$$\ln y = \sum \beta_j x_j + u \quad (1)$$

其中, y 为农户生产的各种农产品的价值总和, β_j 为待估计的参数, x_j 为各种投入品的数量,除灌溉系数外,在估计式中均取对数形式。 u 为误差项。 x_j 各家庭成员的劳动投入:丈夫的劳动投入 FM 、妻子的劳动投入 FF 、孩子的劳动投入、播种面积、种子的价值、化肥投入的价值、可灌溉系数以及其他投入品的价值。

家庭成员的影子工资率等于该成员的单位时间创造的农产品价值乘以该成员劳动的产出弹性。在本模型中,丈夫和妻子的工资率分别为:

$$\left. \begin{aligned} \hat{W}_m &= \frac{\hat{Y}}{FM} \hat{\beta}_{FM} \\ \hat{W}_f &= \frac{\hat{Y}}{FF} \hat{\beta}_{FF} \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

相应的家庭的影子收入等于种植业产品的总价值减去家庭劳动投入价值,再减去其他物质资料投入品的总价值(种子、化肥、农药、灌溉费用以及其他费用等),再加上畜牧业的净收入、非农工作的净收入(包括工资活动和私营活动净收入) Π_z 以及馈赠净收入(馈赠收入减去馈赠支出)。即:

$$\hat{V} = y - (\hat{W}_m FM + \hat{W}_f FF) - (VSEED + VFERT + VIRR + VOINP) + \Pi_z + V \quad (3)$$

运用上述模型,我们对贫困地区农户家庭的农业生产函数进行了估计。方程的形式为 Cobb-Douglas, 估计的方法为 OLS。根据不同的假设,估计方程采用了两种不同的估计式。在模型 I 中,假设家庭成员的劳动投入是不同的投入,以估算各自的边际劳动生产率。而在模型 II 中,则以家庭的劳动投入代之。对这两个估计式的具体回归结果在表 3 中报告。模型 I 和模型 II 的 Adj- R² 分别为 0.62 和 0.63,可见本模型对农业生产函数的拟合优度颇佳。方程中各种投入品变量的估计系数的 t 值均处于显著水平。根据农业生产函数的回归结果和(2)式所示的计算公式,可以估算出每个家庭成员的影子工资以及家庭的影子收入(具体结果及其统计特征参见表 2)。估计的结果基本合理^①。

表 3 Cobb-Douglas 农业生产函数(OLS 估计)

变量名	模型 I		模型 II	
	系数	t 值	系数	t 值
家庭劳动投入	—	—	0.235	3.73
丈夫劳动投入	0.121	2.56	—	—
妻子劳动投入	0.0576	1.77	—	—
化肥投入价值	0.380	7.83	0.393	8.56
耕地面积	0.414	7.43	0.440	8.36
灌溉系数	0.160	1.61	0.186	1.91
种子价值	0.0929	2.91	0.0844	2.64
县虚拟变量			略	
R ² (Adj- R ²)	0.635(0.62)		0.643(0.634)	
F 值	49.09		71.75	
观察值数	381		409	

资料来源:《1997 年贫困与信贷农户调查》数据库。

三、家庭成员劳动供给函数的估计与分析

1. 函数形式、变量选择与估计方法。假定劳动供给的同质性(Homogeneity),即家庭成员的劳动时间是用于家庭内的工作还是用于市场活动、农业生产等其他活动所产生的边际效用是相等的。那么,家庭成员的劳动供给为其总的时间禀赋减去其用于闲暇的时间。若该成员参与了非农劳动,则劳动供给包括农业劳动时间、非农劳动时间和家庭工作时间三个部分;若该成员没有参与非农活动,则其劳动供给包括农业劳动时间和家庭工作时间两部分。由于劳动供给同质性的假定,用于不同用途的劳动时间是可以加总的(Additive)。本

^① 这个判断是基于如下的估算。根据县级经济统计资料,1997 年 6 县的平均 GDP 水平为 1410 元。村级经济的统计数据表明,村人均收入为 1044 元。而在本模型中,还对家庭成员的影子工资率进行了另外一种估计(表 3 中的模型 II)。在该估计过程中,农业生产函数的解释变量中劳动投入没有区分性别。根据该生产函数所得到的个人影子工资率为 0.43 元/小时。若以每人每天工作 8 小时,每年 300 个工作日计,则每个家庭成员全年的影子工资总额为 1042 元。与前两个观察到的统计数据相比,应该说通过农业生产函数对影子工资率的估算值居于一个合理的范围内。

研究所使用的住户调查资料完整地记录了家庭成员用于各项生产、生活活动的时间,并有前述的农业生产资料与之相匹配。从而,使通过计算影子工资率的方法来估计劳动的时间价值和推算其对家庭成员劳动供给影响成为可能。由于资料的独特性和完整性以及较为新颖的研究方法,本研究实现了以前对贫困地区农户劳动供给的研究中未曾开展过的工作。

如前所述,在获得家庭成员的影子工资和家庭的影子收入的情况下,可以以之为基础对家庭成员的劳动供给进行估计。劳动供给的估计方程为:

$$\ln R_i = \alpha_0 + \alpha_m \ln W_m + \alpha_f \ln W_f + \alpha_v \ln V_i + \alpha_{B_i} + \eta_i \quad (4)$$

其中, R_i 为劳动供给的时间, B_i 是个人特征及家庭特征变量。 $\alpha_0, \alpha_m, \alpha_f, \alpha_v, \alpha_B$ 为待估计的参数, η 为随机扰动项。在估计方程中,劳动供给时间,影子工资率和家庭的影子收入等变量采取对数的形式。由于劳动供给是家庭成员的时间禀赋减去用于闲暇的部分,并以平均每天非闲暇的时数来表示,所以在结构方程中,解释变量包括影子工资,影子收入以及家庭组成变量,个人特征变量等。考虑到农户劳动供给的家庭决策特征,为了观察家庭成员劳动供给是否存在联合决策效果,在估计每一个家庭成员的劳动供给函数时加入了其配偶的影子工资率,以期发现工资的交叉弹性对于劳动供给的影响。因此,根据家庭成员的劳动供给函数,可以检验如下的理论假设:①家庭成员劳动供给的非补偿的工资效果。如果在个人劳动供给函数中,自身的非补偿工资弹性为正且拒绝了零假设,那么就存在一条向上的劳动供给曲线;反之,劳动供给曲线则是后弯的(Back-Bending)。②家庭成员闲暇需求的特性。如果在劳动供给函数中,影子收入变量的系数为负且拒绝零假设,则对闲暇的需求弹性为正值,闲暇为正常商品;反之,若影子收入变量在劳动供给函数中为正值,则对闲暇的需求弹性为负值,闲暇为劣等品。③家庭劳动供给函数的联合决策特征。如果劳动供给的交叉工资弹性的系数显著拒绝零假设,则说明家庭劳动供给决策在家庭成员之间是相互影响的,存在联合决策的特征。

在结构方程中, $\ln \hat{W}_m$ 和 $\ln \hat{V}_i$ 可能与扰动项相关^①,需要引入工具变量来控制影子工资率和影子收入的内生性问题。根据工具变量的一般要求,工具变量应该与解释变量有关,但与被解释变量显著不相关。按照这样的标准,用于本模型的工具变量主要包括家庭组成和个人特征变量、家庭其他特征变量、村特征变量等。其中,第一组工具变量包括年龄、受教育年限等;第二组工具变量为家庭组成变量如家庭中的孩子数、家庭中劳动力数、60岁以上的老人数等。第一组和第二组工具变量都同时被包括在结构方程中;第三组工具变量为家庭特征变量,如1996年家庭资产总价值,农业生产条件变量,如家庭人均耕地面积、耕地的地块数、可灌溉面积占耕地总面积的比例、高等级耕地面积占家庭耕地面积的比例等;第四组工具为社会经济环境变量,如村贫困发生率、村中的企业数、村人均收入、村的总人口规模、村离乡政府所在镇的距离等。另外,农户所在的43个村的村级虚拟变量也列入工具变量。而所调查的6个县的县级虚拟变量则列入回归的结构方程中。

2. 估计结果及其分析。加入工具变量以后,运用两阶段最小二乘估计法,对贫困地区农户家庭成员的劳动供给方程进行了估计。由于影子工资率和影子收入的内生性,估计时先将它们对工具变量回归;然后,再根据第一步回归得到的预测值进行回归,得到劳动供给函数。由于所使用数据为截面数据,因此,估计系数的异方差很容易出现。异方差的出现,虽然对估计系数的无偏性(Unbiasedness)不产生影响,但在多个无偏的估计式中,估计的效率会有所差别。此时,如果在估计时不能消除异方差的影响,那么估计式将是无效率的(Inefficient)。所以,对该模型的2SLS估计采用了White估计式,以期消除异方差的影响,达到有效估计的目的。估计的具体结果如表4所示。

两个方程的 R^2 分别为-0.28和0.49,反映了基于影子工资和影子收入对男性和女性的劳动供给函数的拟合优度尚佳。对两个方程进行具体的分析,会发现贫困地区农户的劳动供给行为具有如下一些特点:

首先,在两个方程中,家庭成员影子工资的自身非补偿效果都是负值,且均处于显著水平。虽然,非补偿

^① 根据回归估计的假设,扰动项以每一个解释变量的条件期望值为0。但在本模型中, $\ln \hat{W}_m$ 和 $\ln \hat{V}_i$, 尤其是家庭的影子收入都要受到家庭劳动供给时间多少的影响。

的工资弹性符号的正负关系无从在理论上加以预测,但这个结果也是令人感到意外的。类似的结果曾出现于 Skoufias(1994)的研究中。他利用相同的方法对印度农户数据进行了估计,其中的女性劳动供给函数式表明女性劳动力的非补偿的工资弹性为-0.069,较接近于本研究的-0.043。Skoufias 对这种情况的解释也适用于本研究的情形:“……可能是由于在估计劳动供给函数时使用的劳动供给函数更广泛,包括了所有的市场工作时间、农业生产时间以及家庭劳动时间。”在其他的研究中,以市场劳动时间作为劳动供给时间,则观察到正的非补偿的工资弹性。在男性劳动供给方程中,非补偿的工资弹性的绝对值为0.12,该结果与 Skoufias 以及 Jacoby(1993)对秘鲁农户的劳动供给函数的估计值0.102 都较为接近。

表4 家庭成员劳动供给函数(2SLS 估计)

变量名	男性劳动供给	女性劳动供给
男性影子工资	-0.12(2.90)	-0.099(2.92)
女性影子工资	-0.12(3.30)	-0.043(1.68)
影子收入	0.011(0.51)	0.010(0.49)
男性教育	0.006(1.71)	—
女性教育	—	0.0031(0.41)
男性年龄	0.026(2.54)	—
男性年龄的平方	-0.033(2.71)	—
女性年龄	—	0.02(2.37)
女性年龄的平方	—	-0.03(2.89)
家庭劳动力	0.031(1.61)	-0.017(1.17)
家庭孩子数	0.022(1.55)	-0.01(0.96)
家庭老人数	0.042(1.42)	-0.022(0.10)
县虚拟变量	略	略
截距项	0.61(2.23)	1.13(58)
观察值数	359	359
F 值	16.33	26.19
R ²	0.28	0.49

注:1. 劳动供给时间、影子工资率和影子收入都使用了对数形式。2. 括号中的数字为 t 值的绝对值。3. 工具变量为:年龄、教育、村人均收入、村贫困指数、村总人口、灌溉系数、耕地质量、离乡政府所在镇的距离、家庭人均耕地面积、地块数、1996 年家庭资产价值、家庭组成变量以及村虚拟变量。

资料来源:《1997 年贫困与信贷农户调查》数据库。

在两个劳动供给方程中,交叉工资弹性都非常显著。这与前面的理论模型中,农户效用最大化的假设是一致的。这也说明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)。

劳动供给函数中影子收入的作用旨在判定对闲暇需求的性质。换言之,如果随着收入的增加,对闲暇的需求也随之减少(劳动供给随之减少),那么闲暇就应属于正常物品;反之,如果随着收入的增加,对闲暇的需求却随之减少(劳动供给随之增加),那么闲暇就应属于劣等品。相应地,闲暇是正常物品情况下,影子收入在劳动供给函数中为负值;闲暇是劣等品时,影子收入在劳动供给函数中为正值。从本模型的估计结果看,影子收入对劳动供给的影响不甚明显:影子收入在两个劳动供给函数中均为正值,但由于在统计上并未达到显著水平,因此,不足以说明闲暇对于贫困地区的农户来说是劣等品。

个人特征变量对劳动供给产生了一定的影响。对劳动供给的生命周期效果的观察可以发现,随着年龄的增加,劳动供给的时间也在逐渐增加。但平方项的显著为负显示,劳动供给时间随年龄增加的趋势存在一个阈值。超过该临界值以后,劳动供给的时间将随着年龄的增加而下降。劳动供给的这种生命周期效果无论是在系数的大小、符号的方向还是显著性等方面在两个方程中表现得非常一致。相形之下,教育对于劳动供给的作用就显得十分间接。教育对于贫困地区农户劳动供给的影响可能体现于这样几个方面:①更高的教育水平有利于正确的家庭决策的形成。因此,家庭中最高的教育水平决定了家庭决策的方向(Yang, 1997)。而在

本研究的样本中,家庭的受教育最高者多为男性,所以,女性的教育水平对其劳动供给的影响不甚显著;②对于农业生产而言,教育的作用体现于生产中利润的增加,包括边际劳动生产率的增加和资源配置能力的增强(Welch, 1970),但这对于劳动供给的影响就显得较为间接;③教育对于劳动时间在农业还是非农业活动之间的配置决策,是一个非常重要的变量(都阳, 1999a),但这在劳动供给函数中无从反映。

四、结论性的评述

对于贫困地区乃至整个农村经济而言,提高经济要素的使用效率是关乎经济发展的重要命题。其中,劳动力要素充分有效利用又居于最为重要的地位,因为劳动利用效率既是经济发展的一个决定因素,又直接关乎人的发展。而劳动力要素的能否有效利用,取决于劳动力市场的健康发育和有效运行。但在贫困地区农村,往往因为经济机会的缺乏和劳动力市场的缺失造成了劳动力配置的低效率。因此,要明确如何在贫困地区发育劳动力市场的问题,就必须要对农户劳动供给的现状进行更为细致的分析。从本文根据影子工资率对贫困地区农村劳动供给函数的分析结果看,贫困地区的农户劳动供给具有以下特征:

在贫困地区农户的家庭决策中生产决策和消费决策是相互影响的。以影子工资率为基础,本文对农户的劳动供给函数进行了估计。为了对照,在研究过程中也根据部分观察到的工资率对劳动供给函数进行估计,发现二者的差异很大(都阳, 1999)。这也就说明了生产与消费决策不可分的假定对于研究贫困经济中的劳动力市场问题是非常重要的。

另外,在劳动力市场不能良好运行的情况下,家庭劳动供给的联合决策特征也非常明显。因为农业生产、家庭工作等内容都将影响到家庭的劳动供给的总体水平,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很大的影响。

对农户劳动供给函数分析,还发现影子收入对劳动供给有正的影响(尽管没有处于统计显著水平)。这似乎表明对闲暇的需求是劣等品,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,对闲暇的需求数量也就相应减少。

参考文献

- [1] Morduch, J. (1995) "Income Smoothing and Consumption Smoothing." *J. of Econ. Persp.* Vol. 9
- [2] Jacoby, H. (1993) "Shadow Wages and Peasant Family Labor Supply: An Econometric Application to the Peruvian Sierra." *Rev. Econ. Studies.* Vol. 60: 903- 22
- [3] Benjamin, D. (1992) "Household Composition, Labor Markets, and Labor Demand Testing for Separation in Agricultural Household Models." *Econometrica* Vol60, 287- 322
- [4] Deolalikar, A. and W. Vijverberg. (1987) "A Test of the Heterogeneity of Family and Hired Labor in Asian Agriculture." *Oxford Bulletin Economics and Statistics* Vol. 61408- 16
- [5] Gronau, R. (1977) "Leisure, Home Production, and Work - The Theory of Allocation of Time Revisited." *Journal of Political Economy* Vol. 85
- [6] Skoufias, E. (1994) "Using Shadow Wages to Estimate Labor Supply of Agricultural Households." *Amer. J. Agr. Econ.* Vol76
- [7] Yang, D. T. (1997) "Education and Off- Farm Work", *Economic Development and Cultural Change* Vol. 46
- [8] Lopez, R. (1986) "Structural Models of the Farm Households that Allow for Interdependent Utility and Profit Maximization Decisions," in I. J. Singh, L. Squire and J. Strauss, eds. *Agricultural Household Models: Extensions, Applications and Policy.* Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- [9] Welch, F. (1970) "Education and Production", *Journal of Political Economy* Vol. 78
- [10] 都阳:《教育对贫困地区农户非农供给的影响》,《中国人口科学》,1999年第6期。
- [11] 都阳:《贫困地区农户非农劳动供给的决定因素》,《农业技术经济》,1999年第5期。

(责任编辑:王慧敏)

A Study on the Implicit Unemployment Problem in Rural China *Hou Hongxiang et al* (30)

This paper introduces the origin of the implicit unemployment theory and analyzes the reasons of implicit unemployment in the process of industrialization in the developing countries. On above theoretic basis, this paper focuses on the situation of implicit unemployment in rural China, and estimates the number of implicit unemployment with a econometric model.

Effects of Shadow Wage Rate on the Labor Supply of Farmers Household ... *Du Yang* (36)

This paper uses the survey resources from farmer households in poor areas to estimate the agricultural production function of farmer households, and calculate the shadow wage and shadow income according labor' margin productivity. The result shows farmers' family decision is related to the labor' supply decision, and the labor' supply is characterized with united decision of family's numbers.

A Thinking of the Mutually Development of Industrialization and Urbanization in Zhejiang Province *Huang Yong & Song Bingjian* (43)

Based on the real development situation of industrialization and urbanization in Zhejiang province, this paper analyzes the unhealthy results of the lag development of urbanization. In the end, author puts forward a thinking and related policies which is to establish center towns to put the mutually development of industrialization and urbanization.

The Gradual Transfer of Rural Industrial Development in China *Feng Qu* (49)

The Formation, Main Types and Basic Experience of Little Town in Baoding Region *Lui Huien & Qian Ligong* (57)

Research on the Efficiency of Farmers' Agricultural Chemical Use in Zhejiang Province *Lu BaXiang et al* (62)

The Social Radiation of Volunteer Services: from City to Countryside *Tan Jianguang* (70)

An Analysis of the Function of Police Substation in Rural Areas *Ou Yanggen & Gao Xiangzhong* (76)

CHINA RURAL SURVEY(CRS) is published bimonthly by Institute of Rural Development of Chinese Academy of Social Sciences.

Editor-in-Chief: Zhang Xiao shan

Deputy Editor-in-chief: Han Jun Li Zhou

Code No. BM4476

Fax: 65137559

Address: 5 Jiannei Street, 100732, China

Overseas Distributor: China International Book

Trading Corporation(P. O. Box 399, Beijing, China)