

# 风险分散与非农劳动供给

——来自贫困地区农村的经验证据<sup>①</sup>

都 阳

**内容提要** 利用农户调查资料,本文分析了风险分散对于农户非农劳动供给水平的影响。虽然农户需要通过多样化的劳动配置来相对维持稳定的家庭收入,但在分散风险的同时也会承担一定的福利损失。由于贫困地区的农村劳动力市场发育不充分,劳动力的进一步流动往往受到限制,因此必须通过减少劳动力流动障碍,使劳动的边际生产率有效提高的方式来减少福利损失。

**关键词** 风险分散 非农劳动供给 贫困经济

贫困经济有两个显著的特点,即人均收入水平较低以及收入的易波动性。同时,从政策选择的角度看,使贫困地区农户增加收入的政策往往与降低其收入波动性的政策有很大不同,以致于有时甚至需要对二者加以权衡(Paxson, 1992)。这种差异性使研究这两种不同类型的政策显得非常重要。一般而言,贫困经济中收入的易波动性有这样两层含义,首先,收入波动的振幅相对于收入本身的比例较大;其次,贫困经济中的收入波动往往是逆向冲击(adverse shock),它将给原本就属于贫困群体中的人们造成很大的伤害。由于贫困的低收入人口拥有的资产数量很少,因而抵御收入波动逆向冲击的能力也大大降低。信贷或保险是抵御收入逆向波动的一个解决办法。但在贫困经济中,信贷市场或保险市场往往不存在,即便存在也很不完善。因此,处于贫困经济中的人们应付风险的办法往往通过行为或制度的反应来进行(Morduch, 1995),其中一种重要的方式就是通过生产和就业决策的变化来减少风险的损害。

## 一、风险分散与劳动供给多样化

### 1. 风险分散及其福利代价

农户出于分散风险的动机而使劳动配置多样化,它与生产的专业化是一种相互矛盾的行为。只有专业化程度的不断提高,才有可能提高劳动的边际生产率水平。所以,分散化的劳动供给模式实际上可以认为是微观经济主体在更高的不确定收入与较低的确收入间进行权衡的结果,与决策者的风险偏好类型有着直接的关系。换言之,多样化的劳动配置有可能给农户带来一定程度的福利损失。风险分散的福利代价可以通过这样的方法来加以度量,即分散风险的福利损失相当于农户为消除收入波动以获得确定的收入所愿意放弃的收入。

### 2. 劳动供给多样化

一般认为,农业劳动力向非农部门流动的主要原因是由于农产品供给的增长速度要快于

<sup>①</sup>感谢美国密西根大学的 Albert Park 教授提供的研究数据以及与其讨论所得到的收益。

对其需求的增长速度以及非农部门的工资率的上升。如果农民是一个风险中性者,那么他将会把他的劳动力资源在农业部门和非农部门进行最有效的配置,以使他在每一个部门就业的边际劳动收益是相等的,并从而实现其劳动收入的最大化。但如果某一农业生产者是风险厌恶型的,而且他能预计在某一项经济活动中的收入风险会大于在另一部门的劳动供给,那么他将会把更多的劳动配置于风险相对较小的经济活动中去。在贫困地区,农业收入是家庭收入的最主要来源,因此它占据了家庭总收入的绝大部分份额。与此同时,农业生产也成为家庭收入波动的主要的源泉。

## 二、贫困地区农户的非农劳动供给决策——有价证券选择模型的解释

家庭劳动供给决策在农业生产与非农劳动间进行选择时其行为模式是怎么样的?在本文中我们将首先构建一个理论模型来解释贫困地区农户劳动配置的特殊性。在后面的经验研究中我们将对此理论模型进行实证检验。

有价证券选择模型(Portfolio Selection Model)曾经被引入到农户经济中来,用以分析农民在进行新技术选择时的行为(Feder, 1980; Lin, 1991)。它的一个显著特点是在效用函数中不仅引入了收入变量,而且考虑了收入变动所带来的风险因素的影响。与收入均等化理论仅仅考虑收入均值的影响相比,该模型在解释微观主体的风险反应时具有更强的解释力。将该分析方法引入到劳动供给决策的研究当中也是基于贫困地区经济发展现状的考虑:在贫困地区的农村,自然条件往往相当恶劣,农业生产的收益在很大程度上受制于这种恶劣的自然环境,因此农业收入的波动也相当大。而非农劳动供给对熨平这种收入波动有重要的作用。

风险通常是用收入变动的方差来表达,所以有:

$$u_i = u(y_i, c(v_i)) \quad (1)$$

$u_i$  为农户  $i$  的效用函数,  $y_i$  为其收入,它可能来自农业劳动,也可能来自于家庭对非农劳动的供给(为简化模型,同时也不影响我们分析的主要结论,我们假定农户的劳动供给仅仅包括农业劳动和非农劳动)。若农户的所有劳动供给都用于农业,则有:

$$y_{i,F} = M_{i,F}(B) + \varepsilon_{i,F} \quad (2)$$

$B$  为反映家庭农业生产条件、家庭特征等的向量,  $\varepsilon_{i,F}$  是随机扰动项。若农户的家庭劳动完全配置于非农劳动,则有:

$$y_{i,N} = M_{i,N} + \varepsilon_{i,N} \quad (3)$$

农户  $i$  以  $r_i$  的比例将劳动供给配置于非农劳动时的家庭收入的期望值为:

$$y_i = M_{i,F}(B) + \varepsilon_{i,F} + r_i [D(B) + (\varepsilon_{i,N} - \varepsilon_{i,F})] \quad (4)$$

且有  $D(B) = M_{i,N}(B) - M_{i,F}(B)$

若农户将全部的劳动投入到农业生产,其收入的变异为:

$$V_{i,F} = V_{i,F}(e_i, B) \quad (5)$$

$e_i$  反映的是第  $i$  个农户家庭成员的最高的教育水平。类似地,对于非农工作的全部劳动投入也会有如下的变异:

$$V_{i,N} = V_{i,N}(e_i, B) \quad (6)$$

当  $r_i$  的比例投入到非农工作时,式(4)、式(5)分别为

$$V_{i,F} = (1 - r_i)^2 V_{i,F}(e_i, B) \quad (7)$$

$$V_{i,N} = r_i^2 V_{i,N}(e_i, B) \quad (8)$$

所以  $y_i$  的变异由下式反映:

$$\begin{aligned} V_i(y_i) &= V_i(y_{i,F} + y_{i,N}) \\ &= (1 - r_i)^2 V_{i,F}(e_i, B) + r_i^2 V_{i,N}(e_i, B) - 2(1 - r_i)r_i \text{COV}(y_{i,F}, y_{i,N}) \end{aligned} \quad (9)$$

假定  $u_i = u(y_i, c(v_i))$  是可分的效用函数:

$$u_i = y_i - c(v_i) = y_i - c(r_i, e_i, B) \quad (10)$$

农户的最优化问题可以表达为:

$$\begin{aligned} \max u_i(r_i | e_i, \varepsilon_{i,F}, \varepsilon_{i,N}, B) &= M_{i,F}(B) + \varepsilon_{i,F} + r_i [D(B) + (\varepsilon_{i,N} - \varepsilon_{i,F})] \\ &\quad - c(r_i | e_i, B) \quad 0 \leq r_i \leq 1 \end{aligned} \quad (11)$$

即在教育水平、家庭特征变量等给定的条件下, 农户会选择一个非农劳动的供给水平来实现其家庭效用函数的最大化。

### 三、对农户劳动配置的经验分析

#### 1. 样本情况的说明

本文所使用的资料主要来自于1997年底对甘肃、陕西、河南、江西、贵州、四川六省所做的农户调查。此次调查在每个省抽取一个贫困县, 共涉及43个村的460户农户。农户样本的抽取采取随机抽样的方法, 符合统计抽样的基本原则。

本文对非农工作的定义是这样的: 非农业工作包括有工资收入的工作和私营活动。样本中共包括成年男性591人和成年女性615人, 其中从事非农工作的农民所占的比例分别为47%和11%, 由此可见男性在参与非农工作时占有较为明显的优势。这可能是由于非农劳动市场的不完全造成对性别的选择, 如在不完全的劳动市场上妇女可能更多地参与家庭工作以发挥其所拥有的比较优势, 也可能是由于男性和女性所具有的不同的个人特征造成对非农工作参与的差异, 对这一问题的更深入的分析将是研究贫困地区劳动力市场所需要进一步做的工作。从参与非农工作者的年龄结构看, 以中青年为主, 45岁以下的男性占69.8%, 而女性这一比例更达到90.1%; 从参与非农工作者的受教育水平看, 男性参与者以受过初中教育者居多, 占55%, 而女性参与者则以小学教育者为主, 占36.7%; 从参与非农活动的形式看, 男性参与者以挣工资活动为主, 占70.5%, 而女性参与者则以私营活动为主, 占54.9%。

#### 2. 主要变量及其基本统计特征

本文的主要目的在于解释分散风险的动机对于农户劳动供给决策形成的重要性。因此主要的解释变量将由两部分组成: 首先, 是与风险及风险抵御有关的变量如“收成情况”、“家庭资产”; 其次, 是对个人决策产生影响的变量如“受教育年限”等。其他变量为控制变量。

#### 3. 估计模型的选择

正如许多微观水平的资料所面临的问题一样, 本研究对非农劳动供给的估计也存在被解释变量的截断问题。在分析贫困地区的非农劳动供给时我们发现存在着大量的观察值并没有非农劳动供给行为, 人们如果将他们的非农工作时间作为被解释变量会发现方程中有很多因变量的值为零。此时, 对非农劳动供给方程的最小二乘估计式是不合适的。因为, 我们需要研究的是非农工作时间与决定非农工作时间的因素的关系, 在大量的观察值未提供非农劳动时, 如果被解释变量中包含了这些观察值, 最小二乘估计式显然会面临异方差的问题; 如果在被解释变量中不包含这些观察值, 则估计的结果与总体是不一致的 (Inconsistency)。也就是说, 估计系数是偏的。在这种情况下, Tobit模型是一个较好的选择。通过对该样本进

行最大似然估计可以得到一致的估计式。但 OLS 估计式所反映的信息仍然是有用的。由于 Tobit 模型的非线性特征，所以其系数不能反映边际效果。此时，OLS 估计式却能大致地反映边际效果 (Greene, 1997)。

表 1 非农劳动供给时间的决定

变量名	Tobit 模型(MLE)		OLS 估计	
	全部样本	男 性	全部样本	男 性
常数项	-6480.60(3.73)	-5756.70(3.50)	-552.37(2.06)	-1071.47(1.99)
年 龄	144.85(4.28)	157.00(36.39)	17.75(2.56)	43.30(3.52)
年龄平方	-197.68(4.79)	-202.85(4.64)	-21.47(2.91)	-49.63(3.80)
性 别 *	1211.70(9.07)	—	267.45(6.22)	—
婚姻状况 *	-226.00(1.08)	47.46(0.21)	-2.18(0.04)	-9.00(0.10)
受教育年限	90.82(5.14)	77.42(3.91)	34.66(4.86)	36.86(3.25)
1996 年家庭资产价值	8.31(1.82)	6.80(1.36)	2.20(1.05)	3.33(1.07)
17 岁以下孩子数	-11.91(0.20)	-24.52(0.38)	14.53(0.73)	35.64(1.03)
60 岁以上老人数	165.40(1.61)	37.48(0.34)	30.38(0.95)	-16.87(0.28)
17~60 岁劳动力数	62.77(1.04)	16.95(0.25)	23.78(1.11)	16.87(0.47)
人均耕地面积	-44.56(0.74)	8.76(0.14)	-1.61(0.11)	5.77(0.24)
高等级耕地的比例	-261.90(1.36)	-185.98(0.90)	83.36(1.16)	34.93(0.28)
村内企业数	-30.54(1.86)	-22.32(1.42)	-3.66(1.58)	-6.01(1.46)
村总人口	1.61(1.64)	1.59(1.78)	0.077(0.51)	0.20(0.68)
观察值数	1090	535	1090	535
非农工作比例	29.91%	48.22%	29.91%	48.22%
Pseudo R <sup>2</sup>	0.059	0.039	—	—
R <sup>2</sup>	—	—	0.22	0.24
F 值	—	—	4.95	4.06
Chi <sup>2</sup> 值	381.65	185.93	—	—

注：括号中的数字，Tobit 模型为系数和渐近标准差比值的绝对值，OLS 估计式为 t 值的绝对值。\* 为虚拟变量。

资料来源：《贫困与信贷》农户调查，1997。

#### 4. 估计结果及其分析

模型的被解释变量为非农工作时间，它根据调查对象报告的数据获得。解释变量则包括个人特征、家庭特征和部分社区特征变量。表 1 列出了 Tobit 模型的估计结果以及对非农劳动供给时间的 OLS 估计式。为了对比，对全体样本和其中的男性劳动力分别进行了估计。具体地说，贫困地区农户（个人）的非农劳动供给有如下特点：

风险变量对劳动供给时间的影响。与风险有关的变量可以分为两类，一类是事前 (ex ante) 变量，它们对决策产生明显的影响，如农业生产条件等。按照理论预期，农业生产条件越是优越，非农劳动供给的时间可能会越少，因为家庭需要投入农业的劳动数量会越大。而同时由于农业生产条件更优越，家庭抵御风险的能力也增强，劳动配置分散化的必要性也就减小。因此，人均耕地面积和高质量耕地所占的比例两个变量的确显示出负的系数，尽管统计值没有处于显著水平。在家庭组成变量中，劳动力数量也是反映家庭抵御风险（尤其是

农业风险)能力的事前变量。而另一类变量是事后(ex post)变量,即在风险发生成为现实以后仍然起作用的变量。将“1996年家庭资产价值”这一变量放入模型中的目的是作为家庭抵御收入冲击风险能力的替代。家庭资产的资产价值越大,意味着其抵御风险能力也越强。Tobit模型中该变量的显著正系数表明,家庭抵御风险的能力越强,非农劳动供给时间也就越多。

其他变量的影响。如果以影子工资率为基础来分析农户劳动供给函数,会发现教育对于决定总的劳动供给时间的作用是非常间接的。然而教育对于劳动供给在农业活动与非农活动之间的配置却起到很重要的作用,教育对于农户决定是否参与非农活动有积极的作用。从对男性劳动力的子样本估计的结果看,显著性和边际效果都与全体样本的估计值没有太大的差异。在其他的个人特征变量中,性别变量的作用非常显著,但这可能与估计样本的选择有关。婚姻状况对是否参与非农工作的家庭决策形成有影响,但与非农劳动供给时间的多少却没有联系;而非农劳动供给的生命周期效果仍然非常明显。在以相同的资料对劳动供给函数的研究中就已经发现,农户的劳动供给随着年龄的增加而增加,但存在年龄变化影响的阈值。在本模型对非农劳动供给的估计中,这种情况仍然明显。

#### 四、结论性的评述

农业劳动向非农部门的流动是发展中经济在其发展过程中长期存在的现象。从农户这一微观层面观察,导致劳动力非农配置有两类基本的因素。其一,农业劳动力的边际生产率低于非农部门,为了实现收入均等化,劳动由边际生产率较低的部门向边际生产率更高的部门配置;其二,也就是本文所着重讨论的,家庭为了分散收入波动风险而使劳动供给多样化。我们知道,出于前一个目的的非农劳动供给伴随着劳动边际生产率的提高,是经济效率提高和促进整个经济增长的重要源泉。它以农业生产专业化的演进为发端,以劳动生产率的部门差异为前提,其结果必然导致经济福利的帕累托改善;而以分散风险为目的的非农劳动供给则并不一定伴随着劳动生产率的提高,相反可能会造成一定程度的福利损失。

减少福利损失的办法不是让农户劳动决策单一化,而是通过发育劳动力市场的办法来促进经济效率的改善。这里有两层涵义,首先,农村劳动力市场的发育有利于促进农户间的协作,提高整个农业生产的专业化水平,并提高每一个农户抵御风险的能力;其次,城乡间劳动力市场的一体化有利于农村劳动力获得更多的非农就业机会,从而提高劳动的边际效率。

#### 参考文献

- Feder, G. "Farm Size, Risk Aversion and Adoption of New Technology Uncertainty," Oxford Economics Paper, Vol. 32, 1980.
- Morduch, J. "Income Smoothing and Consumption Smoothing." J. of Econ. Perp. Vol. 9, 1995.
- Paxson, C. H. "Using Weather Variability to Estimate the Response of Savings to Transitory Income in Thailand," The American Economic Review Vol. 82 No. 1 1992.
- Greene, W. 1997, Econometric Analysis, Prentice Hall: New Jersey.
- 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。

2000年9月

(作者单位:中国社会科学院人口所)