

# 贫困、不平等和农村非农产业的发展

朱 农\*

**摘 要** 本文利用农村家庭户的调查数据,从微观经济学的角度出发,研究了中国农村非农产业对农村地区收入不平等和贫困的影响。我们首先利用计量经济学方法,模拟家庭在不参与非农业活动情况下的收入水平,然后比较参与和不参与非农业活动两种情况下的收入分布。结果表明,非农业生产活动一方面缓解了农村地区的收入不平等状况,另一方面显著降低了农村的贫困化程度,缩小了贫困户间的收入差距,改善了最贫困户的收入水平。

**关键词** 农村非农业活动,不平等,贫困

## 一、导 言

长期以来,现代化程度较低的传统农业一直在中国的农业生产中占主导地位。由于农村庞大的人口数量和相对有限的耕地面积,来自农业活动的收入一直在较低的程度徘徊。在这种背景下,农村非农产业在吸收农业剩余劳动力和提高农民收入方面起着重要的作用。始于20世纪70年代末的农业体制改革,特别是农村联产承包责任制的推行,为农村非农产业的发展创造了条件。首先,农业改革使农民得以自由地选择职业和经营方式。由于“剪刀差”的存在,农业收益大大低于工业收益,相当一部分农户将他们的部分或全部劳动力投入到非农业经营。其次,联产承包制极大地激发了农民的生产积极性,提高了农民的收入,为非农产业的发展提供了初始资本积累。最后,政府实行了一系列政策,鼓励乡镇企业的发展。农村非农产业由此而得到了一次飞跃(Banister和Taylor, 1990; Byrd和Lin, 1994; Zhou, 1994),在农村家庭户的收入中,来自非农业的收入的比重不断上升。中国农村经济的这种变革,特别是非农产业在促进农村经济增长和改善社会福利等方面的成就,吸引了众多学者的瞩目。

大量的研究表明,来自非农业生产活动的收入不仅对农村地区贫困程度的减轻起着不可忽视的作用,而且对收入分布也有重要影响。研究结论既依赖于家庭在社会阶层中所处的位置和非农业活动的类型,也依赖于研究方法

\* 武汉大学商学院。通讯地址:武汉大学商学院,430072;电话:(027)87684231;E-mail:zhuzhi@public.wh.hb.cn。本文的初稿曾于2002年9月在法国艾克斯—普罗旺斯(Aix-en-Provence)举行的“第12届经济模型应用统计讨论会(SESEAM)”上交流过,与会学者对此项研究提出了很多中肯的建设性的意见,作者受益匪浅,在此致谢。

和地区。大部分研究表明(Barham 和 Boucher, 1998; Elbers 和 Lanjouw, 2001; Escobal, 2001; Leones 和 Feldman; 1998; Khan 和 Riskin, 2001, Reardon 和 Taylor, 1996; Shand, 1987), 相对于农业收入而言, 非农业收入的分布较为不均匀。在从总体上改善农村收入的同时, 非农活动的参与可能加剧收入的不平等, 尤其是在贫困地区。但是, 也有一些研究的结果表明(Adams, 1994; Chinn, 1979; Lachaud, 1999; Sadoulet 和 de Janvry, 2001; Stark 等, 1986), 随着非农业收入在总收入中所占的份额的上升, 总收入的分布逐渐变得均匀, 从而降低了收入的不平等, 在一定程度上缓解政治和社会的紧张程度。

在中国农村地区, 非农业收入在农村家庭的总收入中的地位变得越来越重要, 但与此同时, 许多研究表明农村收入的不平等状况自改革以来显著加剧(李实和赵人伟, 1999; Bhalla, 1990)。农业部的一项研究表明(农业部农村经济研究中心, 2001), 中国 20 世纪 80 年代, 农村居民的收入基尼系数在 0.3—0.4 之间, 1996 年以来基尼系数均在 0.4 以上, 收入分配不平等有所扩大。而据农业部农村经济研究中心和世界银行等机构于 1996—1997 年在中国联合组织的“生活水平调查”的数据计算的基尼指数高达 0.5。<sup>1</sup> 这种现象无疑提高了处于过渡阶段的中国经济的重组成本。相当一部分学者认为, 非农业收入份额的上升是不平等状况加剧的一个主要原因。根据一项基于中国全国县级统计分析的研究(Knight 和 Song, 1993), 与农业收入相比, 非农业收入的分布比较不均匀。这个结果也为其他一些研究所证实(阎芳, 2001; Hussain 等, 1994; Zhu, 1991)。有的研究认为乡镇企业在各个地区的发展不平衡, 是导致这种现象的一个主要因素(Yao, 1999)。还有的研究认为农民在技能、知识、资金以及其他条件方面的差异, 导致了他们参与非农产业的机会的不均等, 从而导致了非农业收入的较大差距, 随着经济发展, 农民在资金、技能等方面的积累出现分化, 收入差距将继续扩大(丁任重等, 2003)。也有学者指出, 非农业收入对农村内部收入分配可能因地区而异, 在不同地区起着不同的作用, 在一些富裕地区有助于缩小收入差距, 在一些贫穷地区却起着扩大收入差距的作用(李实和魏众, 1999)。

笔者认为, 在关于中国收入差异的研究中, 有如下 3 个问题值得注意。首先, 相当一部分研究是建立在对省级或县级统计数据的分析上的, 这些研究所使用的“收入”是一种地区的宏观平均数, 如人均国内生产总值、地区人均收入等, 而从个人收入的角度考察收入差异的文献相对较少。然而, 中国农村非农产业的发展在很大程度上是农民的一种自发的个体行为, 农民的收入分布实际上是一个微观经济学问题。用宏观数据来研究微观问题, 收入

<sup>1</sup> 该调查为世界银行 LSMS 研究(Living Standards Measurement Study)的组成部分, 样本包括河北、辽宁两省 6 县 31 个村的 787 户农村家庭。

分布往往会为地区差异所掩盖。为准确地衡量非农业产业对农民收入的作用，必须从家庭行为上来考察农村非农业活动。

其次，许多调查表明，农村中收入较高的家庭常常是务工经商的农户，但由此而认为高收入的农户更有可能从事非农产业，进而得出非农产业的发展必然带来收入差距扩大的结论未免失之偏颇。对不同的家庭来说，参与非农业活动的动机和能力可能是不相同的（Anderson 和 Leiserson，1980），贫困家庭可能具备很强的参与动机；富裕家庭则可能具备较强的参与能力，二者从事非农产业的倾向都可能很强。一般来说，相对贫困的家庭集中于收益较低，但容易进入的劳动力市场，即从事劳动密集型的、工资性的非农职业（例如劳务活动）；相反，比较富裕的家庭则更倾向于从事独立的非农业经营，即开办自己的企业。根据一些研究（FAO，1998），在亚洲和拉丁美洲的农村地区，在非农业收入份额和总收入（或家庭财富）之间存在着一种负向或 U 形曲线的关系，这种关系是出于以下原因：（1）贫穷的家庭通常选择那些劳动和资本的比率较高、“门槛”较低的非农职业；（2）中等收入水平的家庭较有可能致力于“土地密集型”的农作物生产；（3）富裕家庭有能力通过自我投资，或通过以家庭财产作为抵押而获得的贷款，将其经营内容在资本密集型的生产活动多样化。因此，那些因农业生产条件的限制而收入处于低层次的农户，比农业生产条件较好的农户更有可能转向经营非农产业，非农业活动会缩小他们与富裕家庭之间的收入差距，从而使总收入的分布趋向均匀。

最后，从现有文献来看，在非农业收入对贫困和不平等的影响的分析中有“收入分解”和“收入模拟”两种方法。国内大多数研究使用的都是第 1 种方法。这种方法是将非农业收入视为一种“外快”，外在地加在家庭总收入之上，具体的做法是将家庭收入按来源划分为若干互相独立的部分，如农业收入、非农业收入、汇款等，然后分别考察各部分对收入分布的影响（Leones 和 Feldman，1998；Pyatt 等，1980；Stark，1991）。这种方法比较简单、直观，既适用于宏观分析也适用于微观分析。但该方法有一个很强的假设，即各种生产活动的参与之间是相互独立的，从而各种来源的收入也是相互独立的，一种收入的变化不会引起其他收入的变化。然而对于农村家庭来说，这个假设一般不成立。由于家庭劳动力资源的限制，各种活动的参与之间必然存在着替代关系，彼此是互相关联的（Kimhi，1994），即各种收入之间存在着此消彼长的关系。例如，如果某个家庭成员不参与非农业活动，他就可以参与农业活动，家庭的非农业收入会减少而农业收入有可能增加，这就是说去掉了非农业的贡献，农业收入的分布不一定是现在的状况。因此，在本文中，我们使用第 2 种方法：家庭收入的模拟。这种方法将非农业收入视为农业收入的一种潜在的“替代收入”，我们首先借助计量经济学工具，模拟出家庭在不参加非农业活动情况下的收入，然后将这种模拟收入 and 实际观察到的收入（即包含非农业活动贡献的收入）相比较，研究二者的水平和分布的变

化。这种方法比较复杂,而且对数据要求高,只适用于微观分析。但由于它非常严谨,因此近年来为越来越多的学者所采用(Adams, 1989; Barham 和 Boucher, 1998; Lachaud, 1999)。

总之,本文的目标在于利用农村地区家庭户调查数据,借助计量经济学方法,从微观的角度来研究农村非农业的发展对农村地区的收入分布,即“贫困”和“不平等”的影响。本文结构如下:第二部分和第三部分分别介绍分析方法和数据;第四部分讨论实证分析结果;最后为结论。

## 二、分析方法

我们的目标是在考虑农业活动参与和非农业活动参与之间的相互作用的前提下,研究非农业收入对农村不平等和贫困的作用。为了将各种生产活动之间的相互作用纳入分析,必须估计出每个家庭在不同参与情况下的收入,确切地说,就是要估计出在所有家庭都只参与农业活动情况下的收入分布,然后将这个收入分布与调查所观察到的收入分布相比较,研究这两种情况下收入分布的变化。我们的工作分为3个步骤:(1)利用观察到的数据,估计出家庭在各种情况下的收入方程;(2)利用以上估计的收入方程,对每个家庭模拟出在不参与非农业活动情况下的收入;(3)比较模拟收入和实际观察到的收入(即在不排除非农业活动情况下的收入)的分布,考察非农业活动对不平等和贫困的影响。

### (一)家庭收入方程的估计

首先,我们要估计家庭在不参与非农业活动情况下的收入方程。在调查中,对于那些已经参与了非农业活动的家庭,我们只能观察到他们当前的收入,而无法观察到他们不参与非农业活动情况下的收入水平。因此我们只能用那些没有参与非农业活动的家庭的收入为依据来估计“纯农户”的一般收入水平。但是由于那些没有参与非农业活动的家庭并不是随机、均匀地分布在样本中,这些家庭本身可能具备某些与其收入水平相关的特征,有些特征可以通过调查观察到(如家庭结构、受教育水平等),有些则无法观察或测量(如家庭成员的性格等)。这些特征导致了样本选择的偏差(sample selection bias),从而有可能导致收入水平估计中的偏差。例如,没有参与非农业活动的家庭可能是那些成员能力较弱的家庭,以他们当前的收入为依据来估计的那些已经参与了非农业活动的家庭的收入,收入水平可能会被低估;反之亦然。因此,必须修正收入水平估计中因样本的选择性而导致的偏差。这种偏差通常用 Heckman 二阶段法来修正(Heckman, 1979),具体做法如下。

我们先用 Probit 方法估计一个非农业活动的参与方程,

$$\begin{aligned}
 P_i^* &= \alpha Z_i + \varepsilon_i, \\
 P &= 1 \Leftrightarrow P^* > 0, \\
 P &= 0 \Leftrightarrow P^* \leq 0.
 \end{aligned} \tag{1}$$

其中， $P^*$  为一观察不到的连续变量； $P$  为一可观察到的二元变量，当家庭参与非农业活动时取 1，当家庭不参与非农业活动时取 0； $Z_i$  为参与方程的解释变量； $\varepsilon_i$  为服从正态分布的随机项。根据式 (1) 的估计，我们可对所有观察值计算出逆米尔比率 (Inverse Mills ratio)。

然后，我们对不参与非农业活动的家庭这个子样本进行回归，估计在这种情况下下的家庭收入方程。按赫克曼二阶段法的要求，将逆米尔比率代入收入方程以修正样本选择的偏差：

$$\log y_i = \beta X_i + \gamma \lambda_i + \mu_i \tag{2}$$

对所有不参与非农业活动 (即  $P_i = 1$ ) 的家庭。

其中， $y_i$  为家庭总收入； $X_i$  为收入方程的解释变量。<sup>2</sup> 对于不参与非农业活动的家庭，逆米尔比率为  $\lambda_i = -\phi(\hat{\alpha}Z_i) / (1 - \Phi(\hat{\alpha}Z_i))$ ，对于已参与非农业活动的家庭，逆米尔比率为  $\lambda_i = \phi(\hat{\alpha}Z_i) / \Phi(\hat{\alpha}Z_i)$ ， $\phi$  和  $\Phi$  分别为正态分布的概率密度函数和累积分布函数 (Greene, 1997; StataCorp., 2003)。 (2) 式给出了不参与非农业情况下的收入方程的无偏估计，也就是说因样本选择性而导致的偏差已被逆米尔比率所修正。这样我们就可将 (2) 式视为所有家庭在仅参与农业活动下的收入方程。

## (二) 家庭收入的模拟

一旦估计了收入方程，我们就可以模拟家庭在只参与农业活动情况下的收入水平  $y_i'$ 。对于那些在调查时没有参与非农业活动的家庭 (即  $P_i = 0$ )，他们的收入不需要模拟，就取观察值  $y_i$ 。我们需要做的是，利用 (2) 式估计在调查时已经参与了非农业活动的家庭 (即  $P_i = 1$ ) 在不参与非农业活动情况下的收入，具体做法如下。

对于所有的家庭，我们可以利用 (2) 式估计出一个不参与非农业活动的收入模拟值  $\log \hat{y}_{0,i}$ ：

$$\log \hat{y}_i = \hat{\beta}X_i + \hat{\gamma}\lambda_i \quad \text{对所有家庭。} \tag{3}$$

但是，我们不能直接将这个收入的分布与实际观察到的收入的分布相比。因为这个模拟值仅仅是被外生变量解释了的部分，由于它是方程 (2) 的收入的期望值，从图形上看是一条平滑的曲线，其变化率比实际观察值小得多，用这个收入计算出的基尼系数远远小于根据实际观察值计算出的基尼系数，

<sup>2</sup> 参与方程 (1) 的解释变量  $Z_i$  与收入方程 (2) 和方程 (3) 的解释变量  $X_i$  可以重叠，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)。

二者不可比。因此,我们必须为那些参与了非农业活动的家庭模拟出一个包括残差的完整收入分布,即既包括被外生变量解释了的部分,也包括未被外生变量解释的部分。为此,我们采用如下方法。

对于那些仅参加农业活动的家庭,其家庭总收入可以表示为:

$$\log y_i = \log \hat{y}_i + \mu_i, \quad P_i = 0. \quad (4)$$

其中,  $y_i$  和  $\hat{y}_i$  分别表示收入的观察值和模拟值;  $\mu_i$  为残差。但对于那些参与了非农业活动的家庭,我们只知道  $\log \hat{y}_i$ , 也就是能被外生变量解释的部分,而不知道观察不到的残差部分,所以必须对这部分家庭估计一个残差。

利用(4)式,我们可以计算出仅参加农业活动的家庭的残差  $\mu_i$  的方差,记为  $\sigma_0^2$ 。然后我们假设:(1)  $\sigma_0^2$  为常数;(2)两类家庭的  $\mu_i$  具有相同的方差。在这两个假设之下,我们利用如下方法对每个参与了非农业活动的家庭模拟一个残差:

$$\hat{\mu}_i = \sigma_0 \Phi^{-1}(r). \quad (5)$$

其中,  $r$  为一个  $[0, 1)$  之间的随机数;  $\Phi^{-1}$  为正态分布的累积分布函数的逆函数。从而  $\hat{\mu}_i$  服从参数为  $(0, \sigma_0^2)$  的正态分布。

最后,我们将家庭在只参与农业活动情况下的收入水平定义为:

$$\log y'_i = \begin{cases} \log y_i, & P_i = 0, \\ \log \hat{y}_i + \hat{\mu}_i, & P_i = 1. \end{cases} \quad (6)$$

### (三) 非农业收入对不平等和贫困的影响

模拟了家庭在只参与农业活动情况下的收入水平后,我们就可以研究非农业活动对不平等和贫困的影响。我们用基尼指数来测量家庭收入不平等的状况(Pyatt等, 1980)。基尼指数的定义为:

$$G(y) = \frac{2\text{cov}(y, F(y))}{\bar{y}}. \quad (7)$$

其中,  $G(y)$  为基尼指数;  $y$  为家庭收入;  $\bar{y}$  为平均收入;  $F(y)$  为  $y$  的累积分布;  $\text{cov}(\cdot)$  为协方差。

为测量非农业收入对不平等的影响,我们先计算出调查时观察到的收入  $y$  的基尼指数  $G(y)$ , 由于有一部分家庭参与了非农业活动,因此  $G(y)$  是包括了非农业收入贡献的基尼指数。然后我们再计算出在所有家庭只参与农业活动情况下的收入  $y'$  (即以上模拟的收入)的基尼指数  $G(y')$ 。比较二者的大小,如果  $G(y)$  大于  $G(y')$  则说明非农业活动加剧了收入不平等;反之则说明非农业活动缓解了不平等。

我们用同样的办法来考察非农业收入对贫困的影响。关于贫困状况的测量,诺贝尔经济学奖获得者 Sen (1976) 在 1976 年曾首次建立一个度量贫困化的指标,该指标不仅能反映贫困人数,而且还能测量贫困化的深度和贫困

者的收入分布。在此基础上, Foster 等 (1984) 进一步提出了一个操作性更强的指标, 即 FGT 指数 (Foster-Greer-Thorbecke index), 定义如下。

设  $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$  为一组按升序排列的家庭 (或个人) 收入, 其中:  $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_n$ ;  $z > 0$  为事先定义的贫困线;  $q = q(y, z)$  为收入小于或等于  $z$  的家庭数, 即贫困户数。FGT 系数的一般形式为:

$$P_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left( \frac{z - y_i}{z} \right)^\alpha, \quad \alpha = 0, 1, 2. \quad (8)$$

其中,  $P_0$  为贫困的范围, 即贫困户的比重;  $P_1$  为贫困的深度, 即贫困户的收入与贫困线的差距;  $P_2$  为贫困化的不规则性, 即贫困户的收入不平等状况。在估计了以上诸指数后, 我们还可以用 Kakwani (1990) 提出的办法计算它们的标准差并检验贫困化变化的显著性。

### 三、数 据

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”<sup>3</sup> 调查实施于工程动工前的 1996 年 1 月至 2 月。此项调查共涉及 8088 个调查对象, 其中 7320 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中部从北到南的大悟、孝昌、孝南、东西湖、蔡甸和江夏 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, 该地区大致呈一个 L 型, 总长度为 330 公里 (包括正线、比较线、改造线和联络线)。高速公路的选线主要是一个工程问题, 与沿线家庭户的社会经济条件基本上没有关系, 因此我们可以将这 7320 个家庭户近似地看作在湖北省中部由南到北、由东到西的 6 个县 (区) 中的一个随机抽样。此外, 由于高速公路的选线避开了城镇, 所以调查所涉及的区域完全是农村地区。调查记录了每个家庭户各个成员的基本情况、家庭财产以及上年 (1995 年) 家庭的各种收入和支出。

调查中的家庭收入指 1995 年家庭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。收入按来源被划分为 4 个大类和 18 个小类。4 个大类为: (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

<sup>3</sup> 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。国道项目 III 的调查范围涉及京珠高速公路 (由北向南) 在湖北省长江以北的部分, 长江以南的沪蓉高速公路 (由东向西) 的一部分, 以及两条线路交会的部分。本次调查是在世界银行专家组的监督下, 由湖北省交通规划设计院完成的, 笔者有幸作为此项调查的总监, 负责了调查的设计、调查员和督察员的培训、数据处理和资料分析等工作。

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，也包括家庭成员从家庭以外获得劳务性收入；(4)其他非生产性收入，包括离(退)休金、补贴、房租、利息等。在本文以下的分析中，我们将非农业收入定义为非农产业经营收入与工资性收入之和。在7320家庭户中，有5076户既有农业收入又有非农业收入；1952户仅有农业收入；264户仅有非农业收入；28户两者都没有。由于没有农业收入的家庭是农村地区中比较特殊的一类，且比重很小，在回归分析中，我们仅保留有农业收入的家庭。因此，7028个家庭户构成了我们的分析样本。

家庭参与非农产业的形式和程度依赖于两个主要因素：动机和能力。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15岁以上的在业人数。(2)15岁及15岁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。(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，作为最重要的家庭财产，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，例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，以观察土地与被解释变量之间的非线性关系。(4)户主年龄。户主年龄一方面可以反映家庭结构，另一方面又可以作为家庭人力资本积累的一个代理变量，其中包括农业生产经验的积累和人际关系网络的建立，既可能影响家庭劳动力在不同生产活动中的分配，也可能影响家庭收入。(5)6岁及6岁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，某些研究认为(Zhao, 1999)，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。(6)家中15岁及15岁以上者中男性人口的比重。(7)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的政治、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。(8)调查所涉及的县(区)的虚拟变量。该



变量可以反映地区发展程度对非农业活动和收入的影响。此外，由于调查所涉及的 6 个县（区）大致分布在由湖北省北端到省会武汉市的一条从北到南直线上，所以县（区）的固定影响又能在一定程度上反映大城市（武汉）的辐射作用。我们取离武汉市最近的东西湖区作为参照组。

我们在收入方程中引入以下解释变量：（1）家庭劳动力数量。（2）15 岁及 15 岁以上家庭成员平均受教育年数。（3）家庭土地面积及其平方项。（4）户主年龄。（5）调查所涉及的县（区）的虚拟变量。

一般来说，农村家庭的收入除受人力资源和土地资源的影响外，还有可能受其他农业生产资料的影响，如农业机械等。我们的调查也包括这方面的问题，但统计结果表明，拥有大型生产机械的家庭所占比重很低，如拖拉机和汽车的拥有率均不足 1%，引入回归后结果不显著。此外，由于调查记录的家庭财产是家庭在调查时点的情况，我们不知道购置这些生产资料的确切时间，为避免内生性问题，我们最后没有引入这些变量。事实上在我们的调查范围内，传统农业仍占统治地位，而且家庭的土地负荷很小，大型农业生产资料基本上无用武之地，农业收入主要还是依赖人力和土地的投入。

表 1 列出了引入变量的平均值，从中可见，尽管农业仍是家庭收入的主要来源，参与了非农业活动的家庭的平均收入比未参与非农业活动的家庭的平均收入高出 40%，这充分说明了非农业活动在提高农村收入水平中的重要作用。非农业收入占总收入的比重为 35.0%，人均收入 2783 元，这两项指标略高于同期全国平均水平。<sup>4</sup> 从家庭的人力资源来看，参与非农业活动的家庭的平均劳动力数量高于未参与非农业活动的家庭，前者的平均文化程度也高于后者。但从家庭的土地资源来看，无论是总量还是劳均占有量，那些没有从事非农业活动的家庭的土地面积都高于参与了非农业活动的家庭。从调查总体来看，7320 个农村家庭的土地总面积为 69700 亩，合 4647 公顷，劳动力为 21025 人，劳均耕地 0.221 公顷，接近同期全国平均水平。<sup>5</sup> 从地理位置来看，参与了非农业活动的家庭到县城关镇的距离小于未参与非农业活动的家庭。以上样本的描述性分析表明，参与非农业活动的家庭一般劳动力资源比较丰富，家庭平均文化程度较高，但其土地资源比较匮乏，其家庭的位置距县城较近。

<sup>4</sup> 根据 1997 年《中国统计年鉴》，1995 年农村居民户的收入中，非农业收入的比重为 32.7%，家庭人均收入 2338 元。

<sup>5</sup> 根据 1997 年《中国统计年鉴》有关数据计算，1995 年底，乡村劳动力人均耕地面积为 0.218 公顷。

表1 样本的描述性分析

	所有家庭	参与了非农业活动的家庭	未参与非农业活动的家庭
家庭收入(元)			
总收入	12388	13467	9584
农业收入	7600	7059	9008
非农业收入	4335	6002	
其他收入	453	405	576
人均收入	2783	2953	2342
家庭劳动力数量(人)	2.9	3.0	2.7
家庭成员平均受教育年数(年)	6.8	7.0	6.2
各层次所占百分比(%)			
0—3年	10.3	7.7	16.9
4—6年	36.6	36.3	37.3
7—9年	46.6	48.6	41.4
10年及以上	6.6	7.4	4.4
家庭耕地面积(亩)	9.7	9.1	11.4
家庭户均耕地面积(亩)	3.8	3.4	4.8
户主年龄(岁)	43.4	42.9	44.5
6岁及6岁以上的不在业人口数(人)	1.4	1.5	1.4
家中15岁及15岁以上者中男性人口的比重(%)	51.7	51.6	52.2
家庭到县城关镇的距离(公里)	12.6	12.4	13.2
观察值数	7028	5076	1952

注 样本中有15户家庭缺乏户主的信息。

从收入的分布来看,总收入、农业收入和非农业收入的基尼指数分别为0.416、0.452和0.786。与农业收入相比,非农业收入的分布比较不均匀,这一点与其他研究的结论相符。这种情况可以由两种活动不同的参与率来解释。我们的调查结果表明,农业是一种普遍的生产活动,而非农业活动的参与率只有73.0%,也就是说有近30%的家庭没有非农业收入,这必然会导致其分布上的不均匀。尽管非农业收入的分布相对不均匀,但我们可注意到:包含了非农业收入的总收入的基尼系数为0.416;农业收入的基尼系数为0.452。即在农业收入之上加上了非农业收入,基尼系数下降了8%。这个结果表明:如按照传统的基尼系数分解方法,假设农业和非农业生产活动之间是相互独立的,则非农业活动的参与降低了收入的不平等。由此我们还可以得出一个定性的结论:农业收入和非农业收入之间存在着替代关系,这从一个侧面证实了我们用计量经济进行收入模拟分析的必要性。

## 四、实证分析结果

我们首先估计参与方程和收入方程，一方面分析农村家庭对各种生产活动的参与及其收入的决定因素；另一方面模拟家庭在仅参与农业活动情况下的收入。然后我们利用基尼指数和 FGT 指数分析非农业活动对不平等和贫困的影响。

### (一) 参与方程和收入方程的估计结果

为了分析非农业活动参与的决定因素，我们先估计一个非农业活动参与方程（即（1）式），表 2 为估计结果，从中可见，家庭劳动力数量对非农业活动的参与具有显著的正向作用。一方面，联产承包责任制使积压多年的农村剩余劳动力问题彻底显露出来，在耕地资源的限制下，大量的过剩劳动力压低了农村地区的人均收入，从而激发了农民向非农产业发展的动机；另一方面，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。

表 2 非农业活动参与方程的估计结果

被解释变量 参与非农业活动为 1，否则为 0。

	对所有家庭	
家庭劳动力数量	0.170***	(11.01)
家庭成员平均受教育年数(参照组为 0—3 年)		
4—6 年	0.347***	(6.04)
7—9 年	0.508***	(8.84)
10 年及以上	0.772***	(8.76)
家庭耕地面积	-0.022***	(-3.81)
家庭耕地面积的平方(/100)	0.040***	(3.01)
户主年龄	-0.009***	(-5.76)
家中 6 岁及 6 岁以上的不在业人口数	0.060***	(4.26)
家中 15 岁及 15 岁以上者中男性人口的比重	...	...
家庭到县城关镇的距离	-0.012***	(-4.58)
固定影响(参照组为东西湖区)		
蔡甸区	0.877***	(11.66)
江夏区	0.435***	(6.12)
孝南区	0.917***	(10.68)
孝昌县	0.723***	(9.19)
大悟县	1.064***	(13.20)
常数	-0.374***	(-2.90)
似然函数极大值	-3782.492	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.086	
观察值数	7013	

注 括号内为  $t$  检验值。“\*\*\*”、“\*\*”和“\*”分别表示结果在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。“...”表示系数值的绝对值不足 0.001 或  $t$  检验值的绝对值不足 0.01。

回归结果表明,家庭成员平均受教育年数对非农业活动的参与具有正向的作用,文化程度越高,作用越强。这个结果可以从两方面来解释。从动机来看,教育在非农产业中的回报率通常要高于在传统农业中的回报率,因此文化程度较高的劳动力一般都愿意向非农产业转移;从能力来看,文化程度较高的家庭成员更容易在需要一定的技能或管理知识的非农行业中就业。此外,有些非农产业需要一定的启动资金或者有一定的风险,由于较高的文化程度通常意味着较高的生产率和更高的收入,所以文化素质较高的家庭通常经济实力也比较雄厚,从而能克服非农产业的参与“门槛”。

其他一些研究表明(FAO, 1998),在家庭土地面积和非农业生产的参与之间常常存在着一种U形曲线的关系。一方面,土地资源缺乏的家庭,由于劳动力的剩余,从而具有较强的参与非农业活动的动机;另一方面,土地资源丰富的家庭一般经济实力较雄厚,从而具有较强的参与能力。这两类家庭参与非农业活动的动机可能是不一样的,土地资源缺乏的家庭主要是追求较高的收入或为剩余劳动力寻找出路;土地资源丰富的家庭则有可能是出于使家庭经济多样化以规避农业经营风险的考虑。根据我们的结果,家庭土地面积和非农业活动的参与概率之间也是呈U形曲线的关系,但由于该曲线在土地面积为91亩时才达到极小值,而土地面积的平均值仅为9.7亩,所以土地面积和非农业活动的参与概率实际呈负相关的关系,即土地资源的匮乏是农户从事非农业活动的主要动机。

根据表2的估计结果,我们可以对每个家庭估计出一个参与非农业活动的概率( $\hat{P}_i$ ),图1绘出了这个参与概率与家庭土地总面积的关系,从中可见,非农业活动的参与概率开始是随土地面积的增加而下降;当土地面积在30亩左右达到一个临界值以后,参与概率变成了一条基本上呈水平状态、略

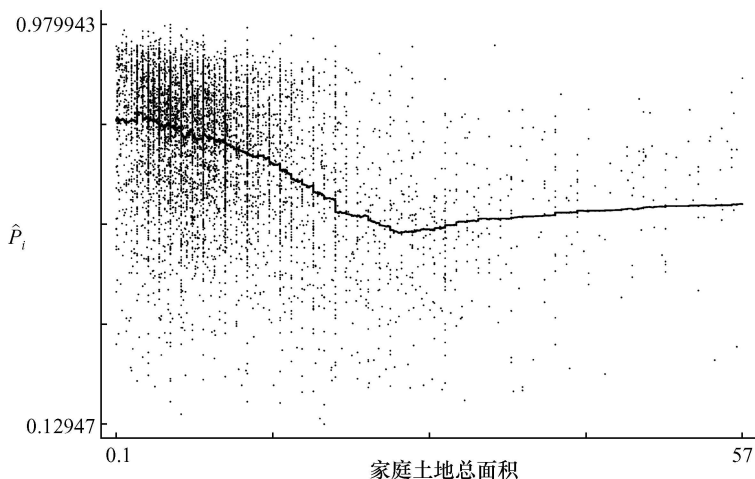


图1 家庭土地总面积与参与非农业活动概率( $\hat{P}_i$ )之间的关系

微向上倾斜的直线，也就是说与土地面积的变化关系不大了。由于土地面积在 30 亩以上的家庭仅占 3.4%，所以我们可以说家庭参与非农业活动的概率是随土地面积的增加而下降的。在表 2 的回归中我们同时引入了家庭劳动力的数量和家庭土地总面积，这与引入家庭劳均耕地面积的效果是一样的，如果我们将图 1 中的横轴换为家庭户均耕地面积，参与概率与土地负相关的关系会更加明显。

户主年龄对非农业活动的参与起着显著的负向作用，也就是说户主越年轻，家庭参与非农业活动的概率越高。这个结果与其他同类研究是相符的。不在业人口数促进非农业活动的参与，这也与我们的预期相符。

到县城的距离与非农业活动的参与概率呈负相关：离县城越近，非农业活动的参与率越高。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。从某种意义上来说，到县城的距离反映了农村家庭所面临的基础设施条件和参与非农业活动的成本。

各县（区）的固定影响则比较复杂，参照组东西湖区是武汉市的一个郊区，过去是国营农场，其主要功能是保证武汉市的农、副产品供应。该地区的土地资源比较丰富，而且农业以经济作物为主，收益较高，因此该地区专门从事农业的纯农户较多。根据我们的调查数据，东西湖区户均耕地面积 15.9 亩，为 6 个县（区）中最高。其非农业活动的参与率仅为 48%，远低于本次调查的平均水平 73%。在这个背景下，其他各县（区）的固定影响都呈正向作用。其中，固定影响最强的是最北端的大悟县，该县经济发展水平最低，户均耕地面积也最小（5.1 亩）。其次为孝南区和蔡甸区，前者属于近年由县级市升格为地级市的孝感市；后者是原来武汉市的郊县（汉阳县），二者对非农业活动参与的正向作用可能源于大、中城市的辐射。固定影响相对较弱的是江夏区，这是原武汉市的另一个郊县（武昌县），该地区以农业为主，户均耕地面积为 14.6 亩，仅次于东西湖。以上结果表明，非农业活动的参与，既有可能源于当地农业资源贫乏的“推力”，也有可能源于城市辐射作用的“拉力”。

估计了参与方程后，我们就可以得到在不参与非农业活动情况下的收入方程的无偏估计。表 3 的结果表明，劳动力数量对家庭的收入起正向作用，平均受教育年数对家庭收入的作用不显著，这反映了教育在传统农业中的回报率是很低的。耕地面积与家庭收入呈倒 U 形曲线的关系，收入在耕地面积为 71 亩时才达到极大，所以收入实际上是与土地面积成正比的，即土地是决定农村家庭收入的最重要的因素。户主年龄的作用不显著。同参照组东西湖区相比，其他各县区的固定影响均为负向显著，这就是说同参照组相比，这些地区的收入平均水平都较低。从计量经济学的意义上来说，逆米尔比率反

表3 收入方程的估计结果 被解释变量 家庭总收入的对数值

	对未参与非农业活动的家庭	
家庭劳动力数量	0.059**	(2.43)
家庭成员平均受教育年数(参照组为0—3年)		
4—6年	-0.014	(-0.21)
7—9年	0.012	(0.14)
10年及以上	-0.188	(-1.42)
家庭耕地面积	0.038***	(6.87)
家庭耕地面积的平方(/100)	-0.054***	(-4.59)
户主年龄	-0.001	(-0.40)
固定影响(参照组为东西湖区)		
蔡甸区	-1.698***	(-14.48)
江夏区	-1.339***	(-20.53)
孝南区	-1.546***	(-11.79)
孝昌县	-1.355***	(-13.09)
大悟县	-2.130***	(-14.17)
逆米尔比率	-0.948***	(-5.12)
常数	8.684***	(59.42)
$R^2$		0.412
观察值数		1945

注:括号内为  $t$  检验值。“\*\*\*”、“\*\*”和“\*”分别表示结果在 1%、5%和 10%的水平下显著。

映了参与方程的残差和收入方程的残差之间的相关性。表3中逆米尔比率的系数为负向显著。注意到我们的参与方程的被解释变量为:参与非农业活动取1,否则取0。如果我们将参与方程的被解释变量改为一个互补的变量:不参与非农业活动取1,否则取0,则回归3的结果中的逆米尔比率的系数将是一个对称的正值,因为此时引入式(2)的逆米尔比率为 $\lambda_i = \phi(\hat{\alpha}Z_i) / (1 - \Phi(\hat{\alpha}Z_i))$ (Heckman, 1979)。这就是说如果将选择条件改为“不参与非农业活动”,则参与方程的残差和收入方程的残差之间呈正相关,其经济意义为这些不参与非农业生产活动的家庭是那些能在农业中有望获得较高收入的家庭,他们留在农业中的决策因而是一种正向的选择。事实上,从以上分析中我们也可以看出,土地是决定农业收入的重要因素,那些土地资源丰富的家庭一般具有较高的农业收入,因此他们参与非农业活动的倾向比较弱。换句话说,土地资源的匮乏和农业剩余劳动力的压力,是农户从事非农业活动的重要动因。

## (二)非农业收入对不平等与贫困的影响

在模拟了家庭在仅参与农业活动情况下的收入之后,我们可以计算这个模拟收入的基尼指数,然后与实际观察到的收入的基尼指数相比较,结果见

表 4, 其中, 第 1 行 (A) 为实际观察到的收入, 即样本中有一部分家庭参与非农业活动, 收入中因而包含了非农业活动的贡献; 第 2 行 (B) 为在全部家庭都仅参与农业活动情况下的收入, 即排除了非农业活动的贡献的收入。我们可以看到, 不参与非农业活动情况下的基尼指数要高于参与非农业活动情况下的基尼指数, 这就是说: 非农业活动降低了农村收入不平等状况。非农业收入使得家庭总收入和家庭人均收入的基尼指数分别下降 3.9% 和 3.7%。

表 4 非农业收入对不平等的影响 基尼指数的比较

	家庭总收入	家庭人均收入
A 包括非农业活动贡献的收入(观察值)	0.416	0.419
B 不包括非农业活动贡献的收入(模拟值)	0.433	0.435

借助 Kernel 密度 (StataCorp., 2003), 我们可以图解参与和不参与非农业活动两种情况下的收入分布 (见图 2)。为了比较清楚地研究收入分布的变化, 我们仅绘出家庭收入在 30000 元以下的情况, 事实上在我们的样本中, 95% 的家庭的年收入都在 30000 元以下。图 2 结果表明, 在一部分家庭参与了非农业活动以后, 曲线的峰值向右移动, 即平均收入提高了; 此外, 曲线变得更加平缓, 即收入分布的集中性下降。换句话说, 非农业活动的参与, 一方面从整体上提高了收入水平, 另一方面使收入分布更加均匀。

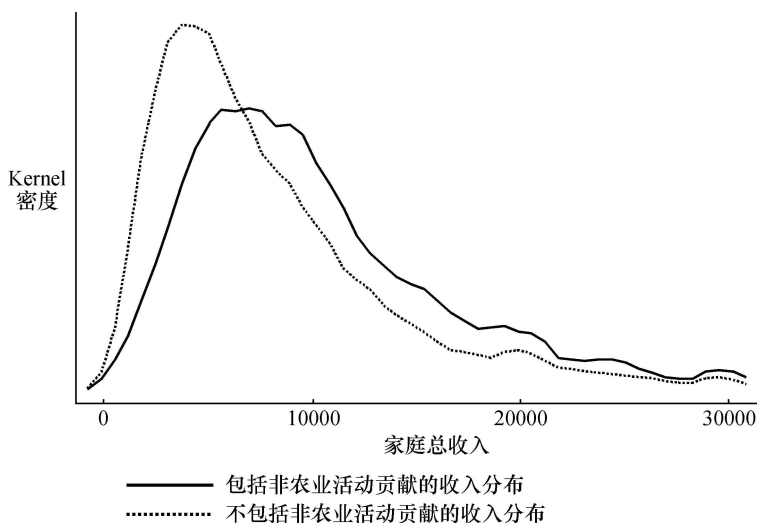


图 2 非农业活动的参与对收入分布的作用

非农业活动之所以降低了收入不平等, 是因为从非农业活动中受益最大的是那些低 (农业) 收入的家庭。表 5 为参与和不参与非农业活动两类家庭在不同情况下的家庭总收入的分布, 从中可见, 在不参与非农业活动的情况下, 家庭总收入即农业收入。对于那些参与了非农业活动的家庭来说, 在不参与非农业活动的情况下, 其总收入为 8816 元, 高于在参与非农业活动情况下

的农业收入 7059 元(见表 1),但低于未参与非农业活动的家庭的平均收入为 9584 元。这个结果证实了前面一个结论:那些参与非农业生产活动的家庭是那些能在农业中有望获得较高收入的家庭。从收入分组来看,在不参与非农业活动的情况下,37.6%的非农户的收入位于 5000 元以下,高于纯农户的相应指标(29.5%)。非农业活动的参与大大提高了这类家庭的收入水平,5000 元以下的比重降到 10.8%,万元以上的比重达到 52.2%,超过了纯农户的相应指标(34.2%)。

表 5 两类不同家庭的收入分布

	参与了非农业活动的家庭		未参与非农业活动的家庭 (观察值)
	参与非农业活动 (观察值)	不参与非农业活动 (模拟值)	
家庭总收入的平均值(元)	13467	8816	9584
不同收入的家庭所占的比重			
5000 元以下	10.8	37.6	29.5
5000—10000 元	37.1	35.1	36.4
10000—15000 元	24.5	13.8	17.4
15000 元及以上	27.7	13.5	16.8

图 3 用 Kernel 密度进一步图解了两类家庭在不同情况下的收入分布。从中可见,在不参与非农业活动的情况下,与非农户相比,纯农户的收入分布中心比较靠右:均值略高。而非农业活动的参与使前者的分布中心大幅度右移,超过了纯农户。从本次调查的实际情况来看,在一些土地资源紧缺的地区,分田到户将面积本来就较小的耕地分割得空前畸形零碎和超小型化,农业经营的规模很小,只是一种“生存农业”,如 Todaro(1997:第 319 页)指出:“在这种农业中,农民生活中的主要动力与其说是达到收入的最大化,还不如说是使其家庭的生存机会达到最大化。”农户的经营负荷越来越小,势必使他们将主要劳动力、劳动时间和资金投入比较收益较高的非农产业,因此这些地区的非农业参与率很高,通常在 70%—80%,对于有些农户而言,农业实际上只是副业。相反,在一些土地资源丰富的地区,如调查所经过的原国营农场东西湖(位于武汉市城郊),户均土地达到 16 亩,非农业参与率却只有 48%,这是因为这个地区的农业主要以蔬菜和其他收益较高的农副产品为主,产品主要供应武汉市的农贸市场,该地的农民确实是“以农为本”。因此,我们可以说那些选择留在农业中的纯农户,通常是在农业中具备比较优势,从而可望获得较高农业收入的家庭。由于本次调查是以移民安置为目的,内容主要集中于家庭财产和收入,没有记录农户的经营品种,所以很遗憾无法在计量经济分析中鉴别农业经营类别和土地的质量对收入的作用。但纯农户的这种正向选择可由 3 个方面解释:一是可观察到的特征,如土地面



积；二是各县（区）的固定影响；三是通过逆米尔比率反映出的非农业活动的参与和收入之间的相关性。

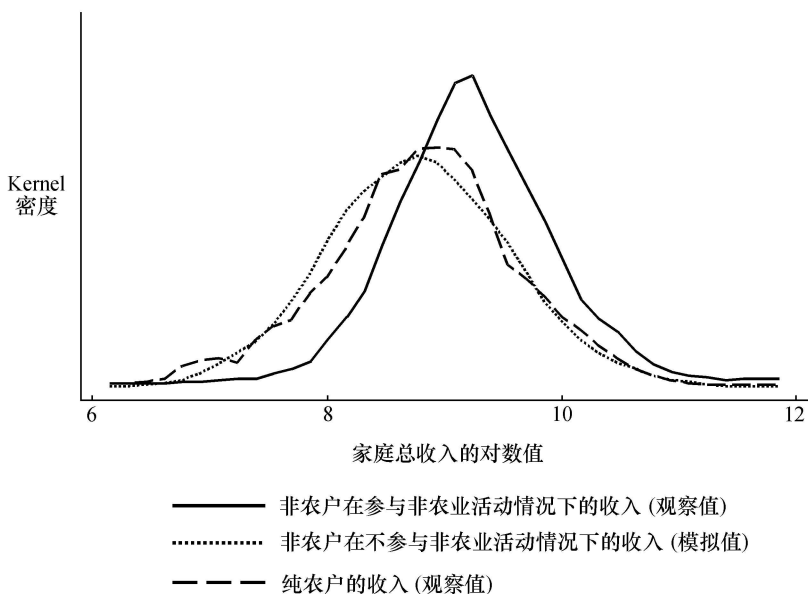


图 3 两类家庭在不同情况下的收入分布

为评价非农业收入对贫困的影响，首先必须确定贫困线，即什么是贫困。按《中国统计年鉴》所载，在人均年收入位于收入等级低端的 20% 以下的户称为低收入户。我们在此沿用这个定义，将贫困线定义为 1200 元，即在我们的样本中约有 20% 的户的人均年收入在此线之下。

表 6 为两种情况下家庭的总收入和人均收入的平均值，以及 FGT 诸指数，其中：第 1 列 (A) 为实际观察到的情况，即有一部分家庭参与非农业活动；第 2 列 (B) 为模拟的情况，即全部家庭都不参与非农业活动；第 3 列为变化率。从表 6 中可见，非农业活动给家庭总收入和人均收入带来了 35%—37% 的增幅。所有的 FGT 指数的变化率都为负数，而且都在 1% 水平下显著，这表明非农业活动的参与在很大程度上降低了农村地区的贫困化程度。 $P_0$  的值从 40.2% 下降到 19.7%，即非农业收入使贫困户的比重下降了 20 个百分点。贫困的深度 ( $P_1$ ) 下降了一半以上，这就是说非农业活动的参与从整体上提高了贫困户的收入水平，使得他们的收入更接近贫困线（见表 6）。 $P_2$  的值下降的比重更大，这表明非农业活动缩小了贫困户之间的收入差距（见表 6），改善了最贫困户的收入水平。换句话说，从非农业活动的减贫作用中获益最大的是那些最贫困的家庭。

表 6 非农业收入对贫困的影响 FGT 指数的比较

	A 包括非农业活动贡献 的收入( 观察值 )	B 不包括非农业活动贡献 的收入( 模拟值 )	(A-B)/B ( % )
对所有家庭			
家庭总收入的平均值( 元 )	12388	9029	37.2
家庭人均收入的平均值( 元 )	2783	2037	36.6
FGT 指数( % )			
$P_0$ ( 贫困的范围 )	19.7	40.2	-51.0* ( -25.2 )
$P_1$ ( 贫困的深度 )	6.1	14.7	-58.5* ( -26.6 )
$P_2$ ( 贫困的不规则性 )	2.7	7.4	-63.5* ( -23.1 )
对人均收入在 1200 元以下的家庭			
人均收入	856	760	12.6
基尼指数			
家庭总收入	0.249	0.254	-2.0
家庭人均收入	0.166	0.201	-17.4

注 括号内为 Kakwan( 1990 )定义的统计量,用来检验贫困度差异的显著性,\*表示贫困度的差异在 1% 水平下显著。

## 五、结 论

在中国农村地区,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,农民自然将收入的极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,即各种生产活动的参与上。农村庞大的剩余劳动力数量和传统农业的低收益,促使大量的农户转向非农业经营,非农产业和非农业收入已在农村地区的发展中占有非常重要的位置。在我们的样本中,72%的农村家庭参与了非农业生产活动,非农业收入已占家庭总收入的 35%。

本文探讨了非农业收入对不平等和贫困的影响。我们使用计量经济学的工具,模拟了家庭在不参与非农产活动下的收入水平,比较了参与和不参与非农业活动两种情况下的收入分布。分析结果表明,非农业生产活动一方面缓解了农村地区的收入不平等状况,另一方面显著降低了农村的贫困化程度。非农业活动的参与使贫困户的比重下降了 20 个百分点,而且非农业活动还降低了贫困的深度和贫困的不规则性,即缩小了贫困户间的收入差距,改善了最贫困户的收入水平。

从我们的调查数据来看,尽管非农业收入在家庭经济中的位置非常重要,但农业仍是农村家庭的主要收入来源,即使对参与了非农业活动的家庭来说也是如此。对于农村家庭来说,其农业收入主要由人力资本和土地资本决定,由于联产承包责任制使土地零散分割,农村家庭户均土地负荷量很小,而教

育在传统农业中的回报率又很低，人力资本对农业收入的作用实际上十分有限，因此，农业收入在较大程度上取决于家庭的土地拥有量。根据我们的调查数据，无论是从土地的总量看还是从土地的人均占有量看，各地区家庭之间的差异是比较明显的，这种差异是导致收入不平等的一个重要因素。在这种情况下，非农产业为那些剩余劳动较多的家庭的成员提供了一个重要的就业出路，还为家庭提供了一个重要的收入来源。

在结束本文前，我们再次回到本文引言中提到的两个问题。首先，不能因为非农业收入分布比较不均匀就认为非农业活动必然会加剧收入的不平等。不同于农业，非农业并不是一种农村家庭普遍参与的生产活动，其收入在家庭之间的分布必然很不均匀。非农业收入与农业收入之间固然有可能存在着互补的关系，但由于家庭劳动力资源的限制，二者之间必然存在一种替代关系，这种替代关系会使得二者之和的分布比农业收入的分布更加均匀，我们的结果就证实了这一点。那些土地资源较贫乏而劳动力资源较丰富的家庭更有可能参与非农业活动，他们在农业经营中本来就处于劣势地位，而非农业活动使他们的收入得到了大幅度的提高，缩小了他们与那些农业生产条件较好的家庭之间的收入差距，从而在总体上缓解了农村地区收入不平等的状况。

其次，不能因为那些参与了非农业活动的家庭的收入较高就断言这些家庭一定是那些高农业收入的家庭。根据我们的调查数据，参与了非农业活动的家庭的平均收入比未参与非农业活动的家庭的平均收入高出40%，但非农的这种高收入是他们参与非农业活动的“结果”，而不是其“原因”。我们的分析表明，如果那些非农户不参与非农业活动，他们的农业收入水平实际上低于那些纯农户。选择不参与非农业活动的家庭是那些土地较多、劳动力较少、户主年龄较大（即可能具有较丰富的农业生产经验）的家庭，以及那些在农业中具有比较优势、可望获得较高收入的家庭。因此，两类家庭在生产活动中的选择都是合理的。

如前所述，中国农村非农业产业的发展是农民的一种自发行动，而不是政府的刻意安排，本文的结果表明，这种个体的行动最终从整体上降低了农村地区的收入不平等和贫困，从这个意义上来说，中国农村非农产业具有自我调节、自我完善的特点，能改善整个社会的福利，因而是符合社会经济发展的。从长远来看，在耕地总面积和单产不可能有很大提高的情况下，中国农业的根本出路在于规模经营，为此就必须让土地向种田能手集中，其结果就是大量的农业劳动力将转向非农产业，因此，非农业活动还将在消除农村地区的贫困和不平等中扮演更重要的角色。

## 参考文献

- [1] Adams, R. H. J., "Worker Remittances and Inequality in Rural Egypt", *Economic Development and Cultural Change*, 1989, 38(1), 335—355.
- [2] Adams, R. H. J., "Non-Farm Income and Inequality in Rural Pakistan: A Decomposition Analysis", *The Journal of Development Studies*, 1994, 31(1), 110—133.
- [3] Anderson, D. and M. W. Leiserson, "Rural Non-farm Employment in Developing Countries", *Economic Development and Cultural Change*, 1980, 28(2), 227—248.
- [4] Banister, J. and J. R. Taylor, "China: Surplus Labour and Migration", *Asia-Pacific Population Journal*, 1990, 4(4), 3—20.
- [5] Barham, B. and S. Boucher, "Migration, Remittances, and Inequality: Estimating the Effects of Migration on Income Distribution", *Journal of Development Economics*, 1998, 55(2), 307—331.
- [6] Bhalla, A. S., "Rural-Urban Disparities in India and China", *World Development*, 1990, 18(8), 1097—1110.
- [7] Byrd, W. and Q. Lin, *China's Rural Industry: Structure, Development, and Reform*. Oxford: Oxford University Press, 1994.
- [8] Chinn, D. L., "Rural Poverty and the Structure of Farm Household Income in Developing Countries: Evidence from Taiwan", *Economic Development and Cultural Change*, 1979, 27(2), 283—301.
- [9] de Janvry, A. and E. Sadoulet, "Income Strategies Among Rural Households in Mexico: The Role of Off-farm Activities", *World Development*, 2001, 29(3), 467—480.
- [10] 丁任重、陈志舟和顾文军, "倒U假说'与我国转型时期收入差距"《经济学家》2003年第6期, 第43—49页。
- [11] Elbers, C., P. Lanjouw, "Intersectoral Transfert, Growth, and Inequality in Rural Ecuador", *World Development*, 2001, 29(3), 481—496.
- [12] Escobar, J., "The Determinants of Nonfarm Income Diversification in Rural Peru", *World Development*, 2001, 29(3), 497—508.
- [13] FAO, *The State of Food and Agriculture 1998*. Rome: FAO, 1998.
- [14] Foster, J., J. Greer and E. Thorbecke, "A Class of Decomposable Poverty Measures", *Econometrica*, 1984, 52(3), 761—766.
- [15] Greene, W. H., *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice-Hall International, 1997.
- [16] Heckman, J. J., "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 1979, 47(1), 153—161.
- [17] Hussain, A., P. Lanjouw and N. Stern, "Income Inequalities in China: Evidence from Household Survey Data", *World Development*, 1994, 22(12), 1947—1957.
- [18] Kakwani, N., *Testing for Significance of Poverty Differences: With Application to Côte d'Ivoire (Living Standards Measurement Study Working Paper No. 62)*. Washington: The World Bank, 1990.
- [19] Khan, A. R. and C. Riskin, *Inequality and Poverty in China in the Age of Globalization*. New York: Oxford University Press, 2001.
- [20] Knight, J. and L. Song, "The Spatial Contribution to Income Inequality in Rural China", *Cambridge Journal of Economics*, 1993, 17, 195—213.

- [ 21 ] Kimhi , A. , “ Quasi Maximum Likelihood Estimation of Multivariate Probit Models : Farm Couples ' Labor Participation ” , *American Journal of Agricultural Economics* , 1994 , 76( 4 ) , 828—835.
- [ 22 ] Lachaud , J. P. , “ Envois de fonds , inégalité et pauvreté au Burkina Faso ” , *Revue Tiers Monde* , 1999 , 40( 160 ) , 793—827.
- [ 23 ] Leones , J. P. and S. Feldman , “ Nonfarm Activity and Rural Household Income : Evidence from Philippine Microdata ” , *Economic Development and Cultural Change* , 1998 , 46( 4 ) , 789—806.
- [ 24 ] 李实和魏众 ; “ 中国农村劳动力流动与收入分配 ” 载赵人伟、李实和李思勤主编《中国居民收入分配再研究》。北京 : 中国财政经济出版社 , 1999 年。
- [ 25 ] 李实和赵人伟 ; “ 中国居民收入分配再研究 ” 《经济研究》, 1999 年第 4 期 , 第 3—13 页。
- [ 26 ] Maddala , G. S. , *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. New York : Cambridge University Press , 1983.
- [ 27 ] 农业部农村经济研究中心《中国农村研究报告 2001》。北京 : 中国财政经济出版社 , 2003 年。
- [ 28 ] Pyatt , G. , C. Chen and J. Fei , “ The Distribution of Income by Factor Component ” , *Quarterly Journal of Economics* , 1980 , 95( 3 ) , 451—473.
- [ 29 ] Reardon , T. and J. E. Taylor , “ Agroclimatic Shock , Income Inequality , and Poverty : Evidence from Burkina Faso ” , *World Development* , 1996 , 24( 5 ) , 901—914.
- [ 30 ] Sen , A. , “ Poverty : An Ordinal Approach to Measurement ” , *Econometrica* , 1976 , 44( 2 ) , 219—231.
- [ 31 ] Shand , R. T. , “ Income Distribution in a Dynamic Rural Sector : Some Evidence from Malaysia ” , *Economic Development and Cultural Change* , 1987 , 36( 1 ) , 35—50.
- [ 32 ] Stark , O. , *The Migration of Labor*. Oxford : Basil Blackwell , 1991.
- [ 33 ] Stark , O. , J. E. Taylor and S. Yitzhaki , “ Remittances and Inequality ” , *Economic Journal* , 1986 , 96( 383 ) , 722—740.
- [ 34 ] StataCorp. , *Stata Reference Manual Release 8.0*. Texas : Stata Press , 2003.
- [ 35 ] Todaro , M. P. , *Economic Development*. London : Longman , 1997.
- [ 36 ] 阎芳 ; “ 收入差距分析 ” 载鲜祖德主编《2001 中国农村热点问题研究》。北京 : 中国统计出版社 , 2001 年。
- [ 37 ] Yao , S. , “ Economic Growth , Income Inequality and Poverty in China under Economic Reforms ” , *Journal of Development Studies* , 1999 , 35( 6 ) , 103—130.
- [ 38 ] Zhao , Y. , “ Labor Migration and Earnings Differences : The Case of Rural China ” , *Economic Development and Cultural Change* , 1999 , 47( 4 ) , 767—782.
- [ 39 ] Zhou , Q. , *Rural Reforms and Development in China*. Hong Kong : Oxford University Press , 1994.
- [ 40 ] Zhu , L. , *Rural Reform and Peasant Income in China*. London : Macmillan , 1991.

## Poverty , Inequality and Development of Rural Non-agricultural Activities

NONG ZHU  
( Wuhan University )

**Abstract** This paper studies the impacts of non-farm activities on rural inequality and poverty in China , using household survey data. Firstly , we simulate household income assuming no par-

ticipation in non-agricultural activities based on our econometric results. Secondly, we compare the income distribution in two cases-one with participation in non-agricultural activities and one without. Our results show that, on the one hand, participation in non-farm activities alleviates inequality in rural area; and on the other hand, it significantly reduces rural poverty, lessens the income gap between the poor and the rich and improves the income of the poorest households.

**JEL Classification** D63, O15, Q12