贫困按要素分解: 方法与例证

万广华 张藕香*

摘 要 本文构建了两个贫困分解框架,一个用于分解贫困的水平,另一个用于分解贫困的变化,这两个方法的独特之处是建立了贫困与生产要素(即资源禀赋)总量及其分配之间的数量关系。具体地说,一个给定的贫困发生率可以被分解为要素或资源短缺的贡献,外加要素分配不均等的贡献。贫困发生率的变化则可分解为由要素的水平变化引起的,或由要素的不均等分配变化引起的。将这两种分解方法用于中国农村的数据,我们发现要素的不均等分配而非资源短缺是导致贫困和贫困变化的主要原因。

关键词 贫困的分解,生产要素,不均等,夏普里值

一、引言

近十多年来,减贫已成为所有国际组织和各国经济与社会发展的重要目标。尽管对增长与再分配在决定贫困时哪个更为重要的议题存在争议(Dollar and Kraay,2002),但不可否认的是,在经济总量给定的情况下,再分配¹ 可作为反贫困的一个有力武器。另一方面,如果增长不带来更多的不均等,那么,增长必定有利于穷人。在任何特定的时点,资源总量是给定的。在这种静态状况下,再分配是减贫的唯一选择。随着时间的推移,资源总量和总产出都可能发生变化。在这种动态状况下,增长当然可能影响贫困。由增长带来的额外产出的公平分配是确保贫困不再上升的充分和必要条件。而要在这种情形下减贫,则必须对总产出或增长带来的产出进行更为均等的分配。

因此,反贫困的根本问题不仅仅是"增长还是再分配更为重要",最为根本而又紧迫的是研究"哪些要素的增长和再分配对减贫最有效"。从理论上讲,产出是由投入决定的,同时产出的初次分配也是由生产要素的分配决定的。因此,分析要素及其分配对贫困的影响便显得非常具有理论和现实意义。

在现有文献中,贫困的水平可以按子样本分解,即将总体样本(比如全国)的贫困发生率分解为子样本(比如各省)的贡献(见 Thorbecke, 2004)。

^{*} 万广华,云南财经大学;张藕香,安徽农业大学管理科学学院。通信作者及地址:张藕香,安徽省合肥市长江西路 130 号安徽农业大学管理科学学院,230036;电话:15856932248; E-mail: zhangoux@126.com.

¹ 本文中的再分配不仅是指产出的转移或再分配,而且还指投入要素的再分配。

而贫困变化可以分解为产出增长和产出分配变化的贡献(见万广华,2006)。但将贫困按生产要素进行分解的论文至今尚未出现。本文的目的是弥补现有文献的不足,将贫困和贫困的变化归因于经济活动的根本决定因素。我们将构建两种贫困分解方法,分别对应于文章开头提到的静态和动态两种情形。在静态状况下,分解一个给定的贫困水平可以揭示贫困的构成(即由哪些要素的短缺或不均等分配引起的)。而在动态状况下,分解贫困的变化有助于发现贫困的上升或下降是由哪些要素投入量的变化或要素分配的变化引起的。

本文的结构如下:文章的第二部分推导贫困的水平分解方法,第三部分提出贫困变化的分解框架。在第四部分我们用中国农村的数据(虽然不一定具有充分的代表性)来举例说明两种分解方法的应用。第五部分是本文的小结。

二、贫困水平的分解

可以证明,在贫困线(用小写字母 z 表示)给定的情况下,贫困的水平(用 P(Y;z)表示)完全取决于收入或消费(用 Y 表示)的分布。Y 的分布可以由它的均值和它的洛伦兹曲线来给定。为了便于阐述,假定只有两个或两组生产要素(由 X_i 和 X_j 表示)用于生产 Y,这时我们有 $Y=f(X_i,X_j)$,与之对应的贫困水平 P(Y;z)可以等价地表示为 $P(X_i,X_j;z)$ 。

当所有要素在 N 个人中完全均匀分配时(即 $X_i = \mu_i$, $X_j = \mu_j$),每一个人的收入或消费是相等的(即 $\mu_Y = f(\mu_i, \mu_j)$)。在这样的情况下,不均等完全消失,与之对应的贫困 $P(\mu_Y;z)^2$ 则必定仅仅是由要素或资源短缺所致。因此,我们可以定义 $P_E(Y;z) \equiv P(\mu_Y;z)$ 为贫困的资源或要素短缺成分,这一构成成分的变化不可能通过任何形式的分配或再分配而获得,唯一能够减少 $P_E(Y;z)$ 的途径是增加资源或要素供给。既然 $P_E(Y;z)$ 代表所有资源完全均匀分配时的贫困水平,而 P(Y;z) 代表总量资源相同但分配不一定完全均等时的贫困水平,那么 $P(Y;z) - P_E(Y;z)$ 自然就代表由资源分配不均等而带来的贫困。据此,我们可以定义 $P_R(Y;z) \equiv P(Y;z) - P_E(Y;z)$,并称为贫困的不均等成分。

根据上面的讨论,观察到的贫困水平可表示为

$$P(Y;z) = P_E(Y;z) + P_R(Y;z).$$
 (1)

当生产要素 Xs 的再分配足以完全消除贫困时, $P_E(Y;z) \equiv P(\mu_Y;z) = 0$,

² μν 是一标量,但在必要和合适的时候也作向量来使用。

(9)

 $P(Y;z) = P_R(Y;z)$ 。这种情形下的资源是充足的,贫困的存在仅仅缘于这些资源或生产要素的非均等分配。

等式(1)也许有用,但不是非常有趣。尤其是当使用贫困人口比率这个指标时, $P_E(Y;z)=P(\mu_Y;z)$ 只能取两个值。如果 $\mu_Y>z$,取 0;否则取 100%。更具挑战和有用的是进一步将 $P_R(Y;z)$ 和 $P_E(Y;z)$ 分解为与各个投入要素相关的成分。

$$P_R(Y;z) = P_R(X_i) + P_R(X_j),$$
 (2)

$$P_{E}(Y;z) = P_{E}(X_{i}) + P_{E}(X_{i}),$$
 (3)

其中,下标 R 表示贫困的要素不均等成分,下标 E 表示贫困的要素短缺成分。 3 根据定义, $P_R(X_i)$ 表示由 X_i 的非均等分配导致的贫困。为了得到它的值,可用所谓的"先后原理"。这个原理广泛地被人们应用在不同的场合,包括 Shorrocks(1980,1982,1984),以及 Cancian and Reed(1998)。基于这个原理,并定义 $MC_R(X_i)$ 为 X_i 的不均等分配对贫困的边际贡献,我们有

$$MC_R(X_i) = P(X_i, X_j) - P(\mu_i, X_j),$$
 (4)

同样地,

$$MC_R(X_i) = P(X_i, X_i) - P(X_i, \mu_i).$$
 (5)

这些边际贡献被称做第一轮估算值,因为"先后原理"也能用来得到。

$$MC_R(X_i) = P(X_i, \mu_j) - P(\mu_i, \mu_j),$$
 (6)

$$MC_R(X_i) = P(\mu_i, X_i) - P(\mu_i, \mu_i).$$
 (7)

面对同一边际贡献的多个估计值,我们可以求平均值,并将它定义为要素 X 对贫困的不均等成分的贡献:

$$P_{R}(X_{i}) = 0.5\{ [P(X_{i}, X_{j}) - P(\mu_{i}, X_{j})] + [P(X_{i}, \mu_{j}) - P(\mu_{i}, \mu_{j})] \},$$

$$P_{R}(X_{j}) = 0.5\{ [P(X_{i}, X_{j}) - P(X_{i}, \mu_{j})] + [P(\mu_{i}, X_{j}) - P(\mu_{i}, \mu_{j})] \}.$$
(8)

上面的推导有没有理论依据?根据建立在合作博弈论基础上的夏普里值 (Shapley value) (Shapley, 1953; Moulin, 1988; Shorrocks, 1999; Sastre and Trannoy, 2002), 回答是肯定的。当根据(4)—(9)式得到贫困的组成成分时, 夏普里值也能确保(2)式和(3)式成立。

图 1 说明了当有三个投入变量 $X_1 - X_3$ 时的夏普里方法。在图中,划去的

³ 为了简化符号, z 在此后从表达中省略。

Xs 表示 Xs 的均值,当把 Xs 和 Xs 的均值代入函数 $Y = f(X_1 - X_3)$ 时,可得到 Y,进而求得对应的贫困水平 P(Y)。符号 $C_1 - C_3$ 代表 Xs 的边际贡献,其值为带箭头连线两端方框里的贫困水平之差。图 1 所示的步骤同样可以用来分解总短缺成分,也可用于本文第三部分构建贫困变化的分解框架,有关技术性细节(包括各种证明)可参考 Shorrocks (1999)。

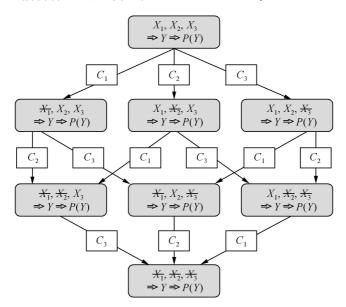


图 1 夏普里贫困的分解

夏普里方法的关键在于相关函数中变量的替代。例如,用 X_s 的均值替代 X_s 。在第一轮中(对应于图 1 的第一层),一次替代一个变量。在第二轮中(图 1 的第二层),一次替代两个。如此循环,直到 K 轮,一次替代所有的变量。在每轮中,所有可能的替代组合必须穷尽,同时对相同边际贡献的多个估算值求平均得到每一轮的期望贡献值。最后,将所有 K 轮中得到的期望贡献值再平均就产生最终的估算值。

现在我们转向短缺成分的分解。当再分配足以消除贫困时,贫困的短缺成分为 0,在这种情况下,没有必要对短缺成分作进一步分解。参照图 2,消除了不平等成分后,每个人拥有的资源是相等的,可用 C 点来表示,这时每个人用 Xs 的均值来生产 μ_Y 。用 Y^* 表示由 $Y^* = f(X_i, X_j) = z$ 给定的等值线。当 C 在曲线 Y^* 的左下方时,就意味着消除了不平等成分后贫困仍然存在。而 C 与曲线 Y^* 之间的距离表示达到贫困线所需的各个 X 资源的短缺量。

为了消除贫困,C 点必须移到 Y^* 上或其右上方。就消除贫困而言,任何在 Y^* 上的点与那些在 Y^* 线右上方的点是相同的。因此,我们假设将 C 点移到 Y^* 上,如 C^* 。这时,C 和 C^* 所代表的贫困之差可以定义为贫困的资源短

缺成分。一旦 C^* 点确定下来,短缺成分的分解如下:从 C^* 到 B, X_i 没有发生变化。因此, C^* 和 B 所代表的贫困之差是缘于 X_j 的短缺,我们可以将其定义为 X_j 对短缺成分的边际贡献。移动 C 到 B^* 可以得到相同的边际贡献。同样地,从 C 到 B (或 B^* 到 C^*), X_j 保持不变,C 和 B (C^* 和 B^*) 所代表的贫困之差可定义为 X_i 的边际贡献。根据夏普里值可计算这些边际贡献的均值,并定义为相关要素对总短缺成分的最终贡献。

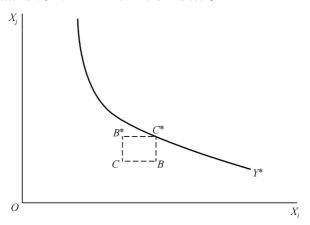


图 2 贫困的要素短缺成分的分解

那么怎样获得 C^* 或 X^* 呢?根据生产经济学理论,利润最大化意味着要素变化必须沿着函数 $Y=f(X_i,X_j)$ 的扩展路径移动。但欲推导扩展路径需要要素的价格信息,而在很多情况下,要素(如土地和工作经历)的价格是不可得的。幸运的是,人们常用的 C-D 生产函数、CES 和同质超越对数函数都是齐序或同位的。这时,所有的扩展路径完全等同,且可以描绘为始于原点的一条直线。在这种条件下,对每个 X 来说, $X^*=r_{\mu_X},Y^*=f(r_{\mu_X})=z$,据此我们可以求解 r。在人力资本文献中,半对数或 Mincer 函数形式应用最广,这些函数不是同位的。在这种情况下,进一步分解短缺成分似乎不可能。当然,我们可以用同位性来逼近相关的生产函数,从而使得短缺成分的分解成为可能。

三、贫困变化的分解4

对贫困的变化进行分解大多使用 Datt and Ravallion (1992) 的方法,该方法与 Jain and Tendulkar (1990)、Kakwani and Subbarao (1990) 非常接近。Datt-Ravallion 分解法保留了一个残差项,万广华和张茵 (2006) 引入夏普里

⁴ 对分解不均等的变化感兴趣的读者可参见 Mookheriee and Shorrocks (1982), Wan (1997, 2001)。

值方法消除了残差项。所有这些文献都仅考虑产出的增长和再分配,没有涉及投入要素对贫困的影响。

令 ΔP 表示贫困的变化,假定 Y 和 z 都以真实值而非名义值表示,从时间 0 到 T 的贫困变化可写成

$$\Delta P = P(Y_T; z) - P(Y_0; z). \tag{10}$$

根据定义,贫困变化的增长成分是当Y的离散度(用洛伦兹曲线描述)不变时,由Y均值的变化所导致的。同时,不均等或再分配成分是当Y的均值不变时,由Y离散度的变化所导致的。用 $Y(L,\mu)$ 表示一个具有洛伦兹曲线L和Y均值为 μ 的假想分布,用 $P(L,\mu)$ 表示相应的贫困, ΔP 可表示为

$$P(Y_T;z) - P(Y_0;z) = P(Y_T;z) - P(L,\mu) + P(L,\mu) - P(Y_0;z).$$
(11)

有两种方法可以用来构建假想分布 $Y(L,\mu)$ 。以基期作为参照点,我们可以用 $P(L_0,\mu_T)$ 取代 $P(L,\mu)$,前者表示当 Y 与 Y_0 具有相同的离散度、同时又 具有与 Y_t 相同的均值 μ_T 时的贫困水平。这时,等式(11)可写成

$$P(Y_T;z) - P(Y_0;z) = [P(Y_T;z) - P(L_0,\mu_T)] + [P(L_0;\mu_T) - P(Y_0;z)]$$
$$= [不均等成分] + [增长成分].$$
(12)

如果用末期作为参照点,我们在(11)式中用 $P(L_T;\mu_0)$ 取代 $P(L,\mu)$,从而得到:

$$P(Y_T;z) - P(Y_0;z) = [P(Y_T;z) - P(L_T;\mu_0)] + [P(L_T;\mu_0) - P(Y_0;z)]$$
$$= [增长成分] + [不均等成分].$$
(13)

其中, $P(L_T;\mu_0)$ 的定义类似于 $P(L_0,\mu_T)$ 。将(12)式和(13)式相加,重新整理便有

$$\Delta P = 0.5\{ [P(Y_T; z) - P(L_0, \mu_T)] + [P(L_T; \mu_0) - P(Y_0; z)] \}$$

$$+ 0.5\{ [P(L_0; \mu_T) - P(Y_0; z)] \}$$

$$+ [P(Y_T; z) - P(L_T; \mu_0)] \}.$$
(14)

上式等价于用两个时期作为参照点并取均值,这是可以接受的。因为用两个时期作为参照点比用任一时期作为参照点都减少了随意性。事实上,等式(14)与 Shorrocks(1999)用夏普里值所得到的推导结果是一致的。这样,我们可以将贫困的差异分解成一个增长成分 G 和一个不均等成分 I,而不带有任何残差:

$$G = 0.5\{ [P(L_0; \mu_T) - P(Y_0; z)] + [P(Y_T; z) - P(L_T; \mu_0)] \}, \quad (15)$$

$$I = 0.5\{ [P(Y_T; z) - P(L_0, \mu_T)] + [P(L_T; \mu_0) - P(Y_0; z)] \}.$$
 (16)

那么怎样得到假想分布 $P(L_T;\mu_0)$ 和 $P(L_0;\mu_T)$ 呢?欲保持一个变量的离散度或洛伦兹曲线不变,同时赋予一个新的均值,可以简单地将变量进行乘数变换,据此可以得到 $Y(L_T,\mu_0)=Y_T\mu_0/\mu_T,Y(L_0;\mu_T)=Y_0\mu_T/\mu_0$ 。

上面的分解虽然有用,但不能提供足够的详细信息。将总的增长和不均等成分分解为与单个生产要素相关的贡献是非常有趣的。令 $r_i = \mu_{0i}/\mu_{ii}$, $m_i = \mu_{ii}/\mu_{0i}$,同样地可以定义 r_i 和 m_j 。这样一来,我们可以建立贫困变化的两步分解法。在第一步,用(15)式和(16)式将 $P(Y_0;z) = P(L_0,u_0) = P(X_{0i},X_{0j})$ 到 $P(Y_T;z) = P(L_T,\mu_T) = P(X_{Ti},X_{Tj})$ 的变化分解成不均等成分 I 和增长成分 G。图 3 表明(15)式和(16)式与夏普里值的等价关系,其中, MC_I 和 MC_G 分别为所有要素对总的不均等或增长成分的边际贡献。

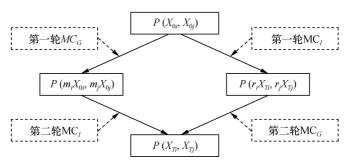


图 3 贫困变化的分解

在第二步,用夏普里值将每一个边际贡献归因于单个的 X。例如,第一轮由增长引起的贫困的边际贡献,对应的路径从 $P(X_{0i},X_{0j})$ 到 $P(m_iX_{0i},m_jX_{0j})$ 可分解为 X_i 和 X_j 的贡献,见图 4 。

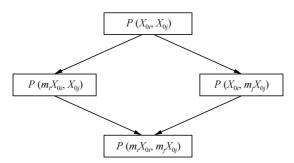


图 4 边际贡献的分解

根据图 4,由 X_i 和 X_j 产生的贡献为:

$$\begin{aligned} \text{MC}_{G}(X_{i}) &= 0.5\{ \left[P(X_{0i}, X_{0j}) - P(m_{i}X_{0i}, X_{0j}) \right] \\ &+ \left[P(X_{0i}, m_{i}X_{0j}) - P(m_{i}X_{0i}, m_{i}X_{0j}) \right] \}, \end{aligned}$$

$$MC_{G}(X_{j}) = 0.5\{ [P(X_{0i}, X_{0j}) - P(X_{0i}, m_{j}X_{0j})] + [P(m_{i}X_{0i}, X_{0j}) - P(m_{i}X_{0i}, m_{j}X_{0j})] \}.$$

图 3 中显示的其他边际贡献可以作类似的分解。

四、一个经验例证:中国农村的贫困及其变化

由于缺乏合适的数据,本节的目的是举例说明所构建框架的应用,不提供完整的实证证据。本文所用的数据来自中国农业部农村经济研究中心(RCRE)。农村经济研究中心的调查开始于 1986 年,自此之后,除了 1992 年和 1994 年外,每年都在进行。调查涵盖的所有农户都有收入、消费和其他方面信息的连续记录。调查组对这些数据进行筛选、核对、处理和报告。调查范围多年来不断扩大,1986—1991 年的指标大致相同(312 个变量),这些指标在 1993 年有所增加(394 个变量),并在 1995 年进一步增加(439 个变量)。在本研究中我们只用了 1995—2002 年间的数据来估算收入产生函数,主要因为这些数据在此期间具有较高的一致性。

我们使用的数据来自三个省,即广东、湖北和云南。广东位于中国的东南部,属于最富的省份。湖北是中国中部的一个省份,处于中等发展状态。云南位于中国的西部,是一个众所周知的穷省。从每一个省中选了三个县,代表一个省内不同的发展状况。进一步地,在每个县里选取三个不同发展水平的村,并从每个样本村抽样调查 100 户左右的农户。

尽管使用了 1995—2002 年每年约 700 个农户的观察值来估计收入模型,但我们只用 2000—2001 年的数据对贫困进行分解。这样做的原因有两个:第一,作为例证,我们的目的是说明分解框架的可行性,2000—2001 年的数据足以达到这个目的。第二,也是更为重要的,当不同年份的样本大小不同时,运用本文的分解方法是相当困难的。除了 2000 年和 2001 年外,1995—2000年的数据在不同年份都有不同的样本体积。所以,我们只考虑这两年期间的贫困及其变化。

在设定中国农村的收入产生函数时,必须兼顾人力资本理论和生产理论。因为农民不像工资获得者,他们必须用土地、物质资本加上劳动力才能获得收入,所以变量的选择应该包括土地、劳动力和资本投入。人力资本理论要求包括技能变量,如教育、培训和经历(常用年龄来表示)。

即使生产投入与人力资本相同,不同类型的农户往往获得的收入不同。 RCRE 将农户分成 10 种不同的类型,包括种植业、林业、畜牧业、工业、 建筑业、交通运输业、零售业、食品和其他服务业以及无生产活动。显然, 需要一系列虚拟变量来表示不同的农户类型对收入水平的影响。这些虚拟 变量可放在一起统称为农户类型。另一方面,中国的谷物种植由于低价格或负回报而常常受到政府的行政干预(Wan,2004)。因此,两个相同的农户往往仅由于一个种植谷物而另一个种植蔬菜或其他经济作物得到的收入不同,所以,种植结构很重要。种植结构可定义为粮食播种面积在总播种面积中的比例。最后,考虑两个拥有等量资源的农户,一户有成员拿固定工资,而另一户为纯农户。这两户的人均收入也可能不同。所以,我们还应考虑工资获得者在家庭劳动力中的比重。地理位置是重要的收入决定因素,它与非流动资源包括进入市场、基础设施和地方文化非常相关。在控制了物质资本、人力资本以及其他要素后,村庄虚拟变量可以用来表示区位的影响。最后,我们在函数中加入了年度趋势变量,用于考虑技术变化和改革进程对收入的影响。

包含在收入函数中的变量如下:

因变量:

收入:人均每年净收入。

自变量 (虚拟变量未列出):

资本:人均资本存量:

土地:人均耕地面积;

劳动力:劳动力数量除以家庭规模;

工资获得者:工资获得者在家庭劳动力中的比重;

教育: 户主学校教育年限;

教育的平方;

培训:获得职业培训家庭成员的比重;

年龄:户主的年龄;

年龄的平方;

粮食:粮食播种面积与总播种面积之比。

我们选用标准的 Mincer 模型,并在此基础上增加其他投入变量。换言之,收入产生函数的形式为:

 $Ln(\mathbf{W}\mathbf{\Lambda}) = f(\pm \mathbf{w}, \mathbf{r}, \mathbf{w}, \mathbf{s}, \mathbf{$

其中,f 代表标准线性函数。模型的估算采用了 Kmenta (1986) 的广义最小二乘法。该方法允许不同农户之间的异方差性和自相关的存在,而且非常适合用于中国的数据 (Wan and Cheng, 2001)。

模型估计结果见表 1。所有的系数估计的符号都与所期望的相一致,而且,大多数在 1%或 5%的显著性水平上显著。尤其是年龄二次项和教育二次项的估计值为负,这与标准的人力资本理论是一致的。正如所期望的那样,在表 1 中用粮食表示的种植结构变量,有一个负的和显著的系数估计。

| | 表 1 估算的收入产生图 | 函数(未包括虚拟变量) | 1 |
|-------|--------------|-------------|-------|
| 变量 | 系数估计 | T- 值 | 显著性水平 |
| 资本 | 0.0958 | 15. 59 | 0.000 |
| 土地 | 0.0192 | 2.59 | 0.009 |
| 劳动力 | 0.5999 | 17.18 | 0.000 |
| 工资获得者 | 0.0224 | 3.43 | 0.001 |
| 教育 | 0.1365 | 3.72 | 0.000 |
| 教育的平方 | -0.0107 | -1.51 | 0.130 |
| 培训 | 0.1318 | 2.74 | 0.006 |
| 年龄 | 0.1450 | 4.88 | 0.000 |
| 年龄的平方 | -0.0255 | -5.33 | 0.000 |
| 粮食 | -0.3164 | -11.72 | 0.000 |
| 常数项 | 7.0841 | 84.61 | 0.000 |
| | | | |

资料来源:作者自己的计算。

对数似然值-4648.32

下面我们将教育、培训和经历合并成一个新项, 称为人力资本。同样地, 粮食、工资获得者和农户类型变量被合并在一起表示产业结构。村庄虚拟变 量放在一起代表区位。

样本体积 6 121

在进行贫困分解之前,必须处理两个问题:第一,必须选择贫困的度量 指标。我们采用了比较常用的 FGT 指标 (见 Foster, Greer and Thorbecke, 1984)。第二,必须选定贫困线。根据传统的做法,我们采用绝对贫困线而不 是相对贫困线。考虑到分析结果对贫困线的敏感性,我们使用了三个贫困线: 中国政府设立的官方贫困线 (2000 年为 625 元人民币), 世界银行提出的 1 美 元和 2 美元 1 天的贫困线 (经购买力平价调整后相当于 2000 年 929.03 元和 1858.05 元人民币)。中国农村在 2000 年和 2001 年之间的价格水平变化 很小。

表 2 列出了贫困水平分解的结果,其中的负(正)值代表相关生产要素 被均匀分配后带来贫困的增加 (减少)。由此可见,土地的均等化将带来贫困 的上升,而产业结构的均等化将导致贫困的下降。特别值得注意的是,要素 不均等成分的总和无一例外地等于实际的贫困水平。这个发现是重要的、令 人惊奇的。说它重要,是因为在 2000 年或 2001 年无论用什么贫困线或者什 么贫困指标,这个发现都成立。说它令人惊奇,是因为所有的短缺成分都为 0,这意味着在投入要素完全均匀分配的情况下,中国拥有充足的资源去消除 农村贫困。当然,就某些要素(如区位)而言,或者就政策的可行性来说, 完全均匀分配是不可能的。

表 2 要素不均等对贫困水平的影响

| | | | - 冯守州贝图/ | ト 十 ロソ 駅 シ 門町 | | |
|------|---------|--------|----------|----------------------|--------|---------|
| 贫困线 | | 2000 | | | 2001 | |
| 202 | RMB 625 | US \$1 | US \$ 2 | RMB 625 | US \$1 | US \$ 2 |
| | | | 贫困人口比 | 比率(%) | | |
| 资本 | 0.26 | 0.00 | 1.48 | 0.30 | 0.01 | 1.25 |
| 土地 | -0.65 | -0.06 | -0.42 | -0.59 | -0.05 | -0.42 |
| 劳动力 | -0.04 | -0.06 | 2.38 | 0.19 | -0.05 | 1.96 |
| 产业结构 | 3.58 | 0.11 | 13.69 | 3.40 | 0.08 | 13.20 |
| 人力资本 | 1.49 | 0.08 | 5.04 | 1.35 | 0.06 | 5.00 |
| 区位 | 6.98 | 12.97 | 14.46 | 6.56 | 12.99 | 15.25 |
| 实际总和 | 11.60 | 13.04 | 36.64 | 11.21 | 13.04 | 36.25 |
| 贫困水平 | 11.60 | 13.04 | 36.64 | 11. 21 | 13.04 | 36.25 |
| | | | 贫困缺口指 | 数(×100) | | |
| 资本 | 0.08 | 0.09 | 0.32 | 0.08 | 0.09 | 0.30 |
| 土地 | -0.20 | -0.23 | -0.15 | -0.19 | -0.22 | -0.14 |
| 劳动力 | 0.15 | 0.07 | 0.34 | 0.21 | 0.12 | 0.31 |
| 产业结构 | 0.88 | 1.00 | 2.49 | 0.83 | 0.95 | 2.42 |
| 人力资本 | 0.47 | 0.55 | 1.21 | 0.46 | 0.55 | 1.18 |
| 区位 | 1. 11 | 4.39 | 9.62 | 1.05 | 4.30 | 9.55 |
| 实际总和 | 2.49 | 5.88 | 13.84 | 2.44 | 5.79 | 13.61 |
| 贫困水平 | 2.49 | 5.88 | 13.84 | 2.44 | 5.79 | 13.61 |
| | | | 贫困缺口平方扌 | 旨数 (×1000) | | |
| 资本 | 0.27 | 0.65 | 1.31 | 0.25 | 0.62 | 1.23 |
| 土地 | -0.66 | -1.61 | -1.64 | -0.62 | -1.51 | -1.55 |
| 劳动力 | 0.70 | 0.96 | 1.33 | 0.82 | 1.30 | 1.60 |
| 产业结构 | 2. 15 | 6.84 | 11.43 | 2.06 | 6.48 | 10.96 |
| 人力资本 | 1.44 | 3.85 | 6.26 | 1.40 | 3.81 | 6.16 |
| 区位 | 2.42 | 16.71 | 61.55 | 2.31 | 16.17 | 60.79 |
| 实际总和 | 6.32 | 27.40 | 80.23 | 6.21 | 26.87 | 79.20 |
| 贫困水平 | 6.32 | 27.40 | 80.23 | 6.21 | 26.87 | 79.20 |

表 2 中的另一个主要发现是现存的土地不均等在所有情况下都是一个减 贫因素,尽管它的作用很小。因此,土地跨省区的均匀分配会导致中国农村 贫困的增加。这与贫穷农户通常更多地从事作物生产的事实是一致的。换言 之,在中国,穷人耕种更多的土地。这个发现也与产业结构变量对贫困有一 个大的正贡献相吻合。结构变量反映了农户资源(劳动力、资本、土地)在 不同行业如非农活动、经济作物、谷物等之间的分配。结构变量拥有大的正 贡献反映了不同的经济活动的资源回报率不同。事实上,产业结构是决定中 国农村贫困的第二大贡献因素,仅次于区位或地理因素。

毫无疑问,区位对中国农村贫困的贡献占主要份额。取决于所考虑的年度、贫困线和贫困指标,这些个份额在 37.2% (对应于 2001 年中国政府官方

的贫困线和贫困缺口平方指数)和 99.6%(对应于 2001年 1美元 1 天的贫困 线和贫困人口比率)之间变动。尽管基础设施投资有助于增加贫困地区农民 的收入,但这部分由区位引起的贫困在短期不可能被消除。

人力资本的非均等分配对贫困的贡献为正,其相对贡献在大多数情况下 位列第三,但它的绝对贡献很小。这应归功于中国政府对农村公共教育的投 入,所以人力资本不均等程度较低。而且,不像城市地区,受农村经济活动 中技术现状的制约,人力资本在中国农村的收入产生方面似乎并不起主要作 用。然而,随着工业化进程的不断推进,教育投入的回报率很可能上升,二 者都会引起中国农村教育不均等的增加。因此,从未来政策设计角度看,应 对人力资本的不均等分配给予充分的关注。

表 3 显示了从 2000 年至 2001 年贫困组成成分的变化。一个正值意味着 相关项使贫困增加,反之亦然。有必要一提的是,在这期间的平均资本、产 业结构和劳动力的投入有所上升而其他投入则下降。这解释了所有的增长成 分的符号 (包括正的和负的)。正如 Wan and Zhou (2005) 所言, 从 2000 年 到 2001 年总的不均等有所下降,这解释了表 3 中所有不均等成分的总和都是 负的。从表 3 中可以看到许多有趣的发现,第一,劳动力和人力资本的增长 加上产业结构的改善有助于减少贫困。第二、物质资本和土地投入的下降导 致贫困的增加。第三,更为恶劣的区位状况意味着 2001 年的数据包含了更多 区位条件差的样本户,而区位是影响增长的主要因素(超过所有其他要素加 在一起的影响),它赋予总增长成分一个正值,使要素增长成为导致贫困增加 的因素。第四,要素不均等的下降导致总的不均等成分为负或贫困减少。事 实上,不均等成分之和(它使贫困减少)在每种情况下都超过相关增长成分 之和 (它使贫困增加),这就是为什么总的贫困水平在 2001 年有所下降的根 本原因。需要指出的是,不管采用哪一个贫困指标或贫困线,这四个发现都 是稳健的。

在用每天 1 美元和贫困人口比率的情况下, 2000 年至 2001 年间的贫困水 平没有变化。然而,这个总和为0的结果是缘干一个使贫困上升0.46的增长 成分和一个使贫困减少一0.46的不均等成分。如果要素分配没有得到改善, 那么,投入的减少就会使贫困上升 0.46 %。这一发现显然说明了要素分配不 均等在反贫困中的重要性。事实上,在所有情况下,不均等成分之和皆超过 相应的增长成分之和,因此,就消除贫困而言,要素再分配要比要素增长更 有效。

表 3 2000--2001 年增长和不均等对贫困变化的影响

| | | 贫困线=RMB 625 | :5 | | 贫困线=US \$1 | | | 贫困线=US \$2 | |
|------------|--------|--------------------|---------|--------|-------------------|-----------|--------|-------------------|---------|
| | 增长成分 | 不均等成分 | | 增长成分 | 不均等成分 | | 增长成分 | 不均等成分 | |
| | (1) | (2) | (1)+(2) | (3) | (4) | (3) + (4) | (2) | (9) | (2)+(6) |
| | | | | | 贫困人口比率(%) | () | | | |
| 资本 | 0.002 | 0.013 | 0.015 | 0.001 | 0.001 | 0.002 | 0.003 | 0.022 | 0.025 |
| 土地 | 0.038 | -0.301 | -0.263 | 0.012 | -0.103 | -0.091 | 0.026 | 0.075 | 0.101 |
| 劳动力 | -0.036 | 0.196 | 0.160 | -0.001 | 0.096 | 0.095 | -0.124 | 0.123 | -0.001 |
| 产业结构 | -0.278 | 0.297 | 0.018 | -0.023 | 0.364 | 0.341 | -1.193 | 0.775 | -0.418 |
| 人力资本 | -0.022 | 0.203 | 0.181 | -0.001 | 0.199 | 0.198 | -0.066 | 0.168 | 0.102 |
| 区位 | 3, 751 | -4.254 | -0.503 | 0.468 | -1.013 | -0.544 | 1.419 | -1.619 | -0.200 |
| 各校 | 3.455 | -3.846 | -0.391 | 0.456 | -0.456 | 0.000 | 0.065 | -0.456 | -0.391 |
| | | | | | 贫困缺口指数(% | G | | | |
| 举 | 0.001 | 0.002 | 0.002 | 0.001 | 0.002 | 0.003 | 0.002 | 0.007 | 0.00 |
| 土地 | 0.017 | 0.056 | 0.073 | 0.016 | -0.012 | 0.004 | 0.017 | -0.049 | -0.033 |
| 劳动力 | -0.014 | -0.074 | -0.088 | -0.014 | -0.002 | -0.016 | -0.046 | 0.117 | 0.071 |
| 产业结构 | -0.150 | -0.193 | -0.343 | -0.140 | 0.001 | -0.139 | -0.392 | 0.240 | -0.152 |
| 人力资本 | -0.006 | -0.099 | -0.105 | -0.006 | 0.026 | 0.019 | -0.023 | 0.124 | 0.101 |
| 区位 | 2.681 | -2.276 | 0.405 | 2, 287 | -2.244 | 0.043 | 1.938 | -2.166 | -0.228 |
| 各 均 | 2.528 | -2.583 | -0.055 | 2.143 | -2.228 | -0.085 | 1.496 | -1.727 | -0.232 |
| | | | | 枚 | : 困缺口平方指数(% | (%) | | | |
| 茶 | 0.000 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.002 | 0.002 | 0.001 | 0.003 | 0.004 |
| 土地 | 0.008 | 0.057 | 0.064 | 0.013 | 0.031 | 0.044 | 0.014 | -0.024 | -0.009 |
| 劳动力 | -0.006 | -0.056 | -0.062 | -0.011 | -0.039 | -0.050 | -0.022 | 090.0 | 0.038 |
| 产业结构 | -0.071 | -0.128 | -0.199 | -0.115 | -0.106 | -0.221 | -0.213 | 0.075 | -0.138 |
| 人力资本 | -0.003 | -0.070 | -0.073 | -0.005 | -0.040 | -0.045 | -0.010 | 0.081 | 0.071 |
| 区位 | 1.275 | -1.017 | 0.259 | 1.972 | -1.756 | 0.216 | 1.972 | -2.041 | -0.069 |
| 各校 | 1.203 | -1.214 | -0.011 | 1.854 | -1.908 | -0.053 | 1.741 | -1.845 | -0.104 |

五、结 论

无论是在理论上还是在实践中,分析贫困—增长—不均等之间的关系都 具有不可低估的重要性 (Bourguignon, 2004)。特别地, 政策制定者必须面对 的紧迫而又现实的问题是:什么样的产出,或者从根本上讲,什么样的要素 增长或再分配——物质资本、人力资本或其他投入——有助于消除贫困?简 单地说"促进增长"或"减少不均等"是远远不够的。为了回答这些问题, 本文构造了两个贫困分解框架,一个用于将总贫困分解为与收入产生要素或 资源相关的组成成分。另一个可以将贫困的变化分解为单个收入产生要素的 增长和再分配的影响。将这些方法应用到中国农村的一组数据,尽管缺乏代 表性,但实证结果有力地证明了减少要素不均等在减贫中的重要性。

参考文献

- [1] Bourguignon, F., "The Poverty-Growth-Inequality Triangle", Mimeo, The World Bank, 2004.
- [2] Cancian, M., and D. Reed, "Assessing the Effects of Wives' Earning on Family Income Inequality", Review of Economics and Statistics, 1998, 80(1), 73-79.
- [3] Datt, G., and M. Ravallion, "Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: A Decomposition with Application to Brazil and India in the 1980s", Journal of Development Economics, 1992, 38(2), 275-295.
- [4] Dollar, D., and A. Kraay, "Growth is Good for the Poor", Journal of Economic Growth 2002, 7 (3), 195-225.
- [5] Foster, J., J. Greer, and E. Thorbecke, "A Class of Decomposable Poverty Measures", Econometrica, 1984, 52(3), 761-765.
- [6] Jain, L., and S. Tendulkar, "Role of Growth and Distribution in the Observed Change in Headcount Ratio Measure of Poverty: A Decomposition Exercise for India", Indian Economic Review, 1990, 25(2), 165-205.
- [7] Kakwani, N., and K. Subbarao, "Rural poverty and Its Alleviation in India", Economic and Political Weekly, 1990, March 31, A2-A16.
- Kmenta, J., Elements of Econometrics. New Jersey: Prentice-Hall, 1986. [8]
- [9] Mookherjee, D., and A. Shorrocks, "A Decomposition Analysis of the Trend in U. K. Income Inequality", Economic Journal, 1982, 92(368), 886-902.
- [10] Moulin, H., Axioms of Cooperative Decision Making. Cambridge: Cambridge University Press, 1988.
- [11] Sastre, M., and A. Trannoy, "Shapley Inequality Decomposition by Factor Components: Some Methodological Issues", Journal of Economics, 2002, supplement 9, 51—90.
- [12] Shapley, L., "A Value for n-person Games", in Kuhn. H., and A. Tucker (eds.), Contributions to the Theory of Games, Vol. 2. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1953.

- [13] Shorrocks, A., "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures", *Econometrica*, 1980, 48(3), 613—625.
- [14] Shorrocks, A., "Inequality Decomposition by Factor Components", *Econometrica*, 1982, 50(1), 193—211.
- [15] Shorrocks, A., "Inequality Decomposition by Population Subgroups", *Econometrica*, 1984, 52 (6), 1369—1385.
- [16] Shorrocks, A., "Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shaply Value", Unpublished Manuscript, Department of Economics, University of Essex, 1999.
- [17] Shorrocks, A., and G. Wan, "Spatial Decomposition of Inequality", *Journal of Economic Geog*raphy, 2005, 5(1), 59—81.
- [18] Thorbecke, E., "Conceptual and Measurement Issues in Poverty Analysis", Discussion Paper No. 2004/04, UNU-WDER, 2004.
- [19] Wan, G., "Decomposing Changes in the Gini Index by Factor Components", Unpublished Manuscript, Centre for China Economic Research, Peking University, 1997.
- [20] Wan, G., "Changes in Regional Inequality in Rural China: Decomposing the Gini Index by Income Sources", Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 2001, 45(3), 361—381.
- [21] Wan, G., "Accounting for Income Inequality in Rural China", Journal of Comparative Economics, 2004, 32(2), 348—363.
- [22] Wan, G., and E. Cheng, "Effects of Land Fragmentation and Returns to Scale in the Chinese Farming Sector", *Applied Economics*, 2001, 33(2), 183—194.
- [23] Wan, G., and Z. Zhou, "Income Inequality in Rural China: Regression-based Decomposition Using Household Data", Review of Development Economics, 2005, 9(1), 107—120.
- [24] 万广华,《经济发展与收入不均等:方法与证据》。上海:上海三联书店、上海人民出版社,2006年。
- [25] 万广华、张茵,"收入增长与不平等对我国贫困的影响",《经济研究》,2006 年第 6 期,第 112—123 页。

Poverty Accounting by Factor Components: Methods and an Empirical Illustration Using Rural Chinese Data

Guanghua Wan

(Yunnan University of Finance & Economics and Fudan University)

OUXIANG ZHANG

(Anhui Agriculture University)

Abstract In this paper, we develop two poverty accounting frameworks: one for decom-

posing a poverty level and the other for decomposing poverty changes. A distinctive feature of the proposed decompositions is that they formally establish linkages between poverty or poverty changes with resource inputs and distributions of these inputs. To be more precise, a given level of poverty can be attributed to the contributions of resource shortage and/or unequal distributions of these resources. Conversely, a poverty change can be attributed to the contributions of changes in input usages and of changes in the distributions of inputs. When applied to a data set from rural China, it is found that unequal distributions of resources rather than resource endowments are mainly responsible for the existing poverty and changes in poverty.

JEL Classification I32, D33, C43