

论我国农村贫困的决定因素 ——基于村民行为选择视角的实证分析

段 鹏^{1,2}, 张晓峒¹, 张 静³

(1.南开大学 经济学院,天津 300071;2.湖北大学 商学院,湖北 武汉 430062;

3.华中师范大学 学报编辑部,湖北 武汉 430079)

摘 要:从现实状况看,政府主导的自上而下的反贫困模式的成效呈递减趋势。因此,为探究村民的行为选择对农村贫困的影响,文章在合理界定我国农村贫困程度的基础上,从微观层面利用相关统计数据,通过建立有序多项选择 Probit 模型来分析村民的行为选择在“农村脱贫”中的作用。该模型的 Gibbs 抽样估计结果显示:农村的企业数量、村务管理效率、村民就业结构、村民受教育程度、村内公共投资力度及村民的农业技术推广情况均构成我国农村贫困的决定因素。

关键词:农村贫困;有序多项选择模型;Gibbs 抽样;决定因素

中图分类号:F320.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)10-0105-11

一、引 言

消除农村贫困是我国政府的长期奋斗目标。自 20 世纪 80 年代以来,我国政府开始承担起帮助贫困人口摆脱贫困的历史使命。通过制度创新、专项资金和扶贫项目开发等方式,我国进行了政府主导、多部门共同参与的扶贫实践。这种政府主导、自上而下的反贫困模式,既动员了全社会力量,又具有较强政治性和社会性,因而最初成效显著。如 1978 年以前,我国农村绝对贫困人口约 2.5 亿。经过以家庭联产承包责任制为主要内容的农村经济体制改革,到 1985 年我国农村绝对贫困人口减少到约 1.25 亿。^①随着政府大规模扶贫开发和贫困人口能力培育等扶贫战略的实施,我国农村绝对贫困人口由 1993 年的约 8 000 万下降到 2006 年的约 2 148 万。改革 30 年来,我国农村绝对贫困人口规模发生了巨大变化。在肯定政府主导、自上而下扶贫模式巨大成效的同时,我们不能忽略其“边际收益递减”的扶贫效应。自 2000 年以来,我国

收稿日期:2009-06-05

基金项目:国家自然科学基金(70571039)、国家社会科学基金(D90CJY014)

作者简介:段 鹏(1979—),男,湖北黄冈人,南开大学经济学院博士生,湖北大学商学院讲师;

张晓峒(1949—),男,河北唐山人,南开大学经济学院教授,博士生导师;

张 静(1978—),女,湖北武汉人,华中师范大学学报编辑部编辑。

农村绝对贫困人口规模减少缓慢,2000—2006年绝对贫困人口分别约为3 209万人、2 927万人、2 820万人、2 900万人、2 610万人、2 365万人和2 148万人,这反映了当前经济条件下传统扶贫模式的低效性。一个重要原因是传统扶贫模式忽视了村民的行为选择在反贫困过程中的作用(楚永生,2008)。村民的行为选择能否影响农村的贫困状况?村民可以通过哪些行为方式改善农村的贫困状况?在传统扶贫模式成效递减的背景下,以上问题的研究对于我国实现“农村脱贫”战略意义十分重大。为此,本文利用我国农村调查数据,从村民行为选择视角,通过建立计量模型来分析村民的行为选择对农村贫困状况的决定作用。

二、文献综述与问题提出

村民的行为选择能否影响我国农村的贫困状况?回答该问题,以下两点不容回避:一方面,我国农村贫困如何界定?另一方面,村民哪些行为选择决定我国农村的贫困状况?对于前者,其焦点在于我国当前农村贫困线划分的合理性以及与国际贫困线的关系,相关文献见邱风(2007)、刘纯彬(2006)、王萍萍等(2006)。对于后者,是在合理界定我国农村贫困线的基础上,探究决定我国农村贫困程度的村民行为选择。本文重点考虑第二个问题。围绕这一问题,相关学者做了以下研究:刘修岩、章元、贺小海(2007)基于上海市农村社会经济调查队2000—2004年农户调查数据,运用两阶段Probit模型分析了农户教育对消除农村贫困的影响,其结果显示,农户教育能显著影响农村贫困状况,提高农户受教育程度能显著降低农村陷入贫困状态的概率;唐建、刘志文(2004)提出村民收入结构不合理(第一产业收入占主导地位)、农业人口比例过高、贫困地区人口增长过快及人口素质偏低是西部地区农村贫困的主要原因;谷洪波、吴克明(2004)认为农村基层组织工作效率低下、基层干部业务素质偏低、村民文化素质不高制约了我国“农村脱贫”的步伐;曹建民、胡瑞发、黄季(2005)强调农业技术推广对提高农民收入的积极作用,肯定了村民的农业技术推广情况对消除我国农村贫困的积极作用。

综观以上文献,以下地方可以改进:一方面,村民的部分行为选择对农村贫困状况的决定作用局限于定性分析,尚需实证检验;另一方面,在既有的关于村民行为选择对农村贫困状况决定作用的实证分析中,相关文献在描述我国农村贫困状况时,都只对贫困状态进行简单的“贫困与非贫困”二元划分,这种分类方法难以反映我国农村贫困的真实情况。当前,根据国内农村贫困分类形式,我国农村贫困分为绝对贫困与相对贫困。而根据国际贫困分类方法,我国农村贫困又分为最低贫困和贫困。^②很明显,简单的“贫困与非贫困”的二元划分欠准确,而这也影响相关结论的可靠性。本文结合国内、国际贫困线划分标准,在合理界定我国农村贫困程度的基础上,充分考虑村民的行为选择对农村贫困的影响,利用微观统计数据,通过建立有序多项选择Probit模型,

从村民的行为选择视角探究我国农村贫困的决定因素。

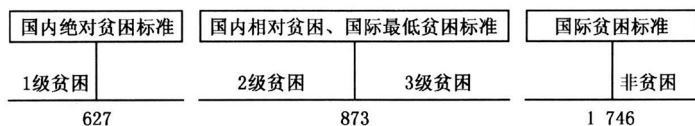
三、变量、模型与估计方法

本文以中国科学院“农村贫困与发展”项目^③调查问卷(2003)为基础,在定义相关变量,构建、估计理论模型的基础上,探究村民的行为选择对我国农村贫困状况的决定作用。

(一)变量。

1. 我国农村贫困程度的划分。在衡量我国农村贫困状况时,最常用的标准有两个:一个是国家统计局公布的农村贫困标准,另一个则是世界银行提出的国际贫困标准。国家统计局发布的政府贫困标准有绝对贫困标准和相对贫困标准,而世界银行的国际贫困标准分为最低贫困标准(1天1美元^④)和贫困标准(1天2美元)。为反映我国农村贫困程度的实际情况,同时又使我国农村贫困标准与国际接轨,本文利用王萍萍等(2006)给出的各类贫困线对我国2002年农村贫困状况作如下分类:定义 I_i 为2002年我国农村 i 的人均年收入(元/年,当年物价水平计算),如图1所示。由此,即可定义反映我国农村贫困状况的有序多项选择数据 y_i 为:

$$y_i = \begin{cases} 1, & \text{当 } I_i < 627 \text{ 时, 农村处于 1 极贫困状态} \\ 2, & \text{当 } 627 \leq I_i < 873 \text{ 时, 农村处于 2 极贫困状态} \\ 3, & \text{当 } 873 \leq I_i < 1746 \text{ 时, 农村处于 3 极贫困状态} \\ 4, & \text{当 } I_i \geq 1746 \text{ 时, 农村处于 非贫困状态} \end{cases}$$



注:(1)以上各贫困线按当年物价指数计算;(2)王萍萍等(2006)通过比较发现,国内相对贫困线(869)与国际最低贫困线(873,对“1天1美元”按1993年购买力平价换算、再用中国居民生活消费价格指数调整得到)几乎相等,指出两种标准具有一致性。

图1 我国农村贫困程度的划分

2. 解释变量的确定。为避免模型出现设定偏误,在数据可得的前提下,本文充分考虑村民的行为选择对农村贫困的影响。根据经济学理论及相关文献结论,本文选择农村的地理环境、所处区域分布、村民就业结构(农业与非农产业)、村内企业数量(村(组)办企业、联户企业)、村务管理效率、村民受教育程度、公共投资力度以及是否对村民进行农业技术推广作为我国农村贫困程度的解释变量。各解释变量的衡量指标如下:

(1)地理环境。选择四个指标反映:村民用最常用交通工具到乡政府时间(小时) x_{11} 、平地占全村土地比例 x_{12} 、人均有效灌溉面积(亩) x_{13} 及农村水土流

失情况 x_{14} 。 x_{11} 反映农村交通的便利性, x_{12} 反映农村地形、地貌的特征, x_{13} 反映农村可灌溉用地的稀缺性, x_{14} 反映农村水土流失的程度。

(2) 所处区域分布。根据“农村贫困与发展”项目调查问卷中区域分布的划分方法, 我国农村来自六个区域: 东部沿海发达地区(江苏、浙江、山东、上海、福建和广东)、西南地区(四川、贵州、云南和广西)、黄土高原地区(山西、陕西以及内蒙古)、西北地区(甘肃、青海、宁夏和新疆)、北部和中部地区(河北、河南、安徽、湖北、湖南和江西)、东北地区(辽宁、吉林和黑龙江)。为反映区域差异对我国农村贫困程度的影响, 本文以东部沿海发达地区为基础, 引入以下虚拟变量, 定义: $x_{21} = 1$, 当农村处于黄土高原地区; $x_{21} = 0$, 农村不处于黄土高原地区。 $x_{22} = 1$, 当农村处于北部和中部地区; $x_{22} = 0$, 农村不处于北部和中部地区。 $x_{23} = 1$, 当农村处于西南地区; $x_{23} = 0$, 农村不处于西南地区。 $x_{24} = 1$, 当农村处于西北地区; $x_{24} = 0$, 农村不处于西北地区。 $x_{25} = 1$, 当农村处于东北地区; $x_{25} = 0$, 农村不处于东北地区。

(3) 村民就业结构。运用三个指标测度: 农村中只务农户数所占比重 x_{31} 、农村中自营工商业户数所占比重 x_{32} 以及农村中打工人口所占比重 x_{33} 。

(4) 村内企业数量。记农村中企业数量为(个) x_{41} 。

(5) 村务管理效率。用村民办理小型企业营业执照所需时间(天) x_{51} 来衡量。

(6) 村民受教育程度。用农村中高中及以上学历人口所占比重 x_{61} 测度。

(7) 公共投资力度。张林秀、李强、罗仁福等(2005)通过调查发现, 我国农村公共投资项目众多。其中, 修路修桥、退耕还林、修建学校、灌溉和排水及生活用水的投资额所占比重高达 81%。本文结合统计数据先对以上 5 类项目投资额加总, 再用人均投资额(元) x_{71} 来反映各农村的公共投资情况。

(8) 村民农业技术推广。为反映村民的农业技术学习对农村贫困的影响, 本文引入虚拟变量 x_{81} 。当农村中有村民参加农业技术协会时, 定义 $x_{81} = 1$; 当农村中没有村民参加农业技术协会时, 定义 $x_{81} = 0$ 。

(二) 模型。本文建立如下有序多项选择 Probit 模型:

$$y_i \sim \text{Categorical}(\pi_i) \quad (1)$$

其中: i 为农村个体, $i = 1, 2, \dots, N$ (N 为样本容量); $\pi_i = (\pi_{i1}, \pi_{i2}, \pi_{i3}, \pi_{i4})$, π_{ij} ($j = 1, 2, 3, 4$) 为农村 i 处于第 j 种贫困状态的概率。根据有序多项选择 Probit 模型的潜变量数据扩展分析方法, 本文将农村贫困分为 4 种状况, 故存在有序门限值 $-\infty = \kappa_0 < \kappa_1 < \kappa_2 < \kappa_3 < \kappa_4 = +\infty$, 对于农村 i 对应的观测值 y_i , 存在相应的连续潜变量 z_i , 使得:

$$y_i = \begin{cases} 1, & \text{如果 } -\infty = \kappa_0 < z_i < \kappa_1 \\ 2, & \text{如果 } \kappa_1 \leq z_i < \kappa_2 \\ 3, & \text{如果 } \kappa_2 \leq z_i < \kappa_3 \\ 4, & \text{如果 } \kappa_3 \leq z_i < \kappa_4 = +\infty \end{cases}$$

对于潜变量 z_i ，建立如下模型：

$$z_i = \beta_0 + (\beta_{11} x_{i11} + \beta_{12} x_{i12} + \beta_{13} x_{i13} + \beta_{14} x_{i14}) + (\beta_{21} x_{i21} + \beta_{22} x_{i22} + \beta_{23} x_{i23} + \beta_{24} x_{i24} + \beta_{25} x_{i25}) + (\beta_{31} x_{i31} + \beta_{32} x_{i32} + \beta_{33} x_{i33}) + \beta_{41} x_{i41} + \beta_{51} x_{i51} + \beta_{61} x_{i61} + \beta_{71} x_{i71} + \beta_{81} x_{i81} + \epsilon_i \quad (2)$$

其中： $\epsilon_i \sim N(0, 1)$ 。定义： $\beta = (\beta_0, \beta_{11}, \beta_{12}, \beta_{13}, \beta_{14}, \beta_{21}, \beta_{22}, \beta_{23}, \beta_{24}, \beta_{25}, \beta_{31}, \beta_{32}, \beta_{33}, \beta_{41}, \beta_{51}, \beta_{61}, \beta_{71}, \beta_{81})'$ ； $x_i = (1, x_{i11}, x_{i12}, x_{i13}, x_{i14}, x_{i21}, x_{i22}, x_{i23}, x_{i24}, x_{i25}, x_{i31}, x_{i32}, x_{i33}, x_{i41}, x_{i51}, x_{i61}, x_{i71}, x_{i81})$ ； $\eta_i = x_i \beta$ ，则 $z_i = \eta_i + \epsilon_i$ 。结合 π_{ij} 的定义有：
 $\pi_{ij} = \Pr(y_i = j) = \Pr(\kappa_{j-1} < z_i \leq \kappa_j) = \Pr(\kappa_{j-1} - \eta_i < \epsilon_i \leq \kappa_j - \eta_i) = \Phi(\kappa_j - \eta_i) - \Phi(\kappa_{j-1} - \eta_i)$ (3)

其中： $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布的累积分布函数。(3)式两边对 x_i 求导得：

$$\partial \pi_{ij} / \partial x_i = \partial \Pr(y_i = j) / \partial x_i = [\varphi(\kappa_{j-1} - x_i \beta) - \varphi(\kappa_j - x_i \beta)] \beta \quad (4)$$

其中： $\varphi(\cdot)$ 为标准正态分布的概率密度函数。

为保证该模型参数可识别，对模型(2)截距项 β_0 或门限值 $\kappa_l (l=1, 2, 3)$ 施加约束，不失一般性，令 $\beta_0 = 0$ 。此时模型的待估参数为 $\beta, \kappa = (\kappa_1, \kappa_2, \kappa_3)$ 。很明显，结合农村 i 观察数据 x_i ，根据(3)式可确定其处于不同贫困状态的概率，根据(4)式可计算 x_i 变化对农村 i 处于不同贫困状态概率 $\pi_{ij} (j=1, 2, 3, 4)$ 的边际影响。

(三)估计方法。根据贝叶斯计量经济学分析方法，本文在模型参数的联合后验分布基础上对相关参数进行推断。根据有序多项选择模型的潜变量数据扩展分析方法，如果将潜变量 $z = (z_1, z_2, \dots, z_N)$ 也视为待估参数，则模型的待估参数为 $\Psi = (\beta', \kappa, z)$ 。由于一般情形下参数的联合后验分布 $P(\beta', \kappa, z | y, X)$ 不具有标准分布形式，故本文根据以下步骤对其进行 Gibbs 抽样：

第一步：对模型相关参数给定初始值。令： $\Psi = (\beta^{(0)'}, \kappa^{(0)}, z^{(0)})$ 。

第二步：设 $s=1$ ，依次对以下条件后验分布进行随机抽样。

(a) $z^{(s)} \sim [z | \beta^{(0)'}, \kappa^{(0)}, y, X]$ ，即在给定初始值 $\beta^{(0)'}, \kappa^{(0)}$ 及样本观测值 y, X 的条件下，对 z 的条件后验分布 $[z | \beta^{(0)'}, \kappa^{(0)}, y, X]$ 进行一次随机抽样，记抽样值为 $z^{(s)}$ ；

(b) $\beta^{(s)' } \sim [\beta' | z^{(s)}, \kappa^{(0)}, y, X]$ ，在(a)步骤的基础上，将抽样得到的 $z^{(s)}$ 代替 $z^{(0)}$ ，在给定 $z^{(s)}, \kappa^{(0)}$ 及样本观测值 y, X 的条件下，对 β' 的条件后验分布 $[\beta' | z^{(s)}, \kappa^{(0)}, y, X]$ 进行一次随机抽样，记抽样值为 $\beta^{(s)'}$ ；

(c) $\kappa^{(s)} \sim [\kappa | z^{(s)}, \beta^{(s)'}, y, X]$ ，在(b)步骤的基础上，将抽样得到的 $\beta^{(s)'}$ 代替 $\beta^{(0)}$ ，在给定 $z^{(s)}, \beta^{(s)'}$ 及样本观测值 y, X 的条件下，对 κ 的条件后验分布 $[\kappa | z^{(s)}, \beta^{(s)'}, y, X]$ 进行一次随机抽样，记抽样值为 $\kappa^{(s)}$ 。

第三步：令 $s=s+1$ ，重复第二步。

根据以上步骤，可以模拟参数 $\Psi = (\beta', \kappa, z)$ 的联合后验分布。当重复抽样次数 n 足够大时， $(\beta^{(s)'}, \kappa^{(s)}, z^{(s)}) (s=1, 2, \dots, n)$ 收敛于参数 Ψ 的联合后验

分布。因此 $(\beta^{(s)'}, \kappa^{(s)}, z^{(s)})$ 可视为 Ψ 联合后验分布的一次抽样,基于该抽样值可以对相关参数进行推断。很明显,要对有序多项选择 Probit 模型进行 Gibbs 抽样估计,必须知道(a)–(c)步骤中各参数的条件后验分布,并且能够对它们进行随机抽样。

1. 条件后验分布 $[z|\beta', \kappa, y, X]$ 的确定。根据模型(2),当 $y_i = j(j=1, 2, 3, 4)$ 时,必有 $\kappa_{j-1} < z_i \leq \kappa_j$ 。因为 $z_i \sim N(x_i\beta, 1)$,故 $z_i \sim N(x_i\beta, 1)I(\kappa_{j-1}, \kappa_j)$ 。其中: $I(\kappa_{j-1}, \kappa_j)$ 表示对 z_i 的分布进行截断(truncate)(仅保留取值在 (κ_{j-1}, κ_j) 范围内部分)。由于假设不同农村 i 相互独立,故对 $z_i \sim N(x_i\beta, 1)I(\kappa_{j-1}, \kappa_j)$ ($i = 1, 2, \dots, N$)各进行一次随机抽样得到的 (z_1, z_2, \dots, z_N) ,可视为条件后验分布 $[z|\beta', \kappa, y, X]$ 的一次抽样实现。

2. 条件后验分布 $[\beta'|z, \kappa, y, X]$ 的确定。设 $\epsilon = (\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_N)'$,则模型(2)的矩阵表述形式为: $z' = X\beta + \epsilon$ 。假设参数 β 的先验分布为 $\beta \sim N(\beta_0, A_0^{-1})$,其中: β_0 为均值向量、 A_0 为精度矩阵。结合 y, X 的样本信息,可知 β 的条件后验分布为: $[\beta|z, \kappa, y, X] \sim N(\beta^*, \text{Var}^*)$,其中: $\text{Var}^* = (A_0 + X'X)^{-1}$, $\beta^* = \text{Var}^* (A_0 \times \beta_0 + X'z')$ 。

3. 条件后验分布 $[\kappa|z, \beta', y, X]$ 的确定。对于潜变量 z 的门限值,有 $-\infty = \kappa_0 < \kappa_1 < \kappa_2 < \kappa_3 < \kappa_4 = +\infty$ 。根据以下方法确定 κ_1, κ_2 及 κ_3 的条件后验分布。给定 z, β', y, X ,结合 y_i 的取值,假设 $y_i = j(j=1, 2, 3, 4)$,根据定义有 $\kappa_{j-1} \leq z_i < \kappa_j$ 。假设 κ_1 的先验分布为 $\kappa_1 \sim N(\kappa_1^*, D_1)$,结合样本信息,可知 κ_1 的条件后验分布为: $[\kappa_1|z, \beta', y, X] \sim N(\kappa_1^*, D_1)I(L_1, U_1)$,其中, $L_1 = \max(z^{(s)}, y_i = 1)$ 、 $U_1 = \min(z^{(s)}, y_i = 2)$ 。 $N(\kappa_1^*, D_1)I(L_1, U_1)$ 表示同时截断分布 $N(\kappa_1^*, D_1)$ 在 L_1 的左端及 U_1 的右端,只保留 (L_1, U_1) 内取值的部分。相同的方法适用于 κ_2, κ_3 条件后验分布的模拟。对截断分布进行一次随机抽样,记抽样值为 $\kappa_1^{(s)}, \kappa_2^{(s)}, \kappa_3^{(s)}$,则 $\kappa^{(s)} = (\kappa_1^{(s)}, \kappa_2^{(s)}, \kappa_3^{(s)})$ 可视为条件后验分布 $[\kappa|z, \beta', y, X]$ 的一次抽样实现。

三、实证分析

(一)数据。利用中国科学院“农村贫困与发展”项目的社会经济调查(2003)数据对模型进行估计。调查者对全国有代表性的6个省^⑥的36个县分别以村为单位进行调查。在对相关数据进行整理后,用于模型估计的样本容量为2 040。

(二)先验分布设定与初始值选择。对于参数 β ,给出无信息先验 $\beta \sim N(0, 10^2 \times I_{17})$ 。其中, 0 为 (17×1) 阶 0 向量, I_{17} 为单位阵;对于参数 κ ,假设其先验分布为 $\kappa \sim N(\kappa^*, 10^2 \times I_3)$ 。其中, $\kappa^* = (-1, 0, 1)'$, I_3 为单位阵。为加快 Gibbs 样本的收敛速度,令 $\beta^{(0)} = 0, \kappa^{(0)} = \kappa^*$,先进行1 000次 Gibbs 抽样,得到 κ 的均值向量 $\kappa = (-1, -0.3, 0.8)$ 。在此基础上,将 $\beta^{(0)} = 0, \kappa^{(0)} = (-1, -0.3, 0.8)$ 作为初始值再进行以下 Gibbs 抽样。

(三)估计结果。结合样本信息,本文对 Ψ 的联合后验分布进行如下 Gibbs 抽样:为保证其收敛,进行10 000次 Gibbs 抽样;为消除参数初始值对 Gibbs 样本的影响,去掉最前面的1 000个抽样样本;为减弱抽样样本间的相关性,在余下9 000个抽样样本中每隔一个样本保留其抽样值,这样可得到模型参数的4 500次 Gibbs 样本。

在模型估计过程中,除考察参数 β 和 κ 的后验分布外,本文还分析以下两个统计量:反映模型预测能力的“预测一致性指标” R^2 及各连续解释变量对农村处于不同贫困状态概率的边际影响($\partial\pi_{ij}/\partial x_i$)。对于后者,考虑解释变量 x_{i1} 的变化对农村处于1级贫困状态($j=1$)概率的边际影响($\partial\pi_{11}/\partial x_{i1}$)。根据(4)式可得 $\partial\pi_{11}/\partial x_{i1} = [\varphi(\kappa_0 - x_i\beta) - \varphi(\kappa_1 - x_i\beta)]\beta_{i1}$ 。对于第 s 次 Gibbs 抽样,可得 $\beta^{(s)}$ 、 $\kappa^{(s)}$,代入上式有: $(\partial\pi_{11}/\partial x_{i1})^{(s)} = [\varphi(\kappa_0 - x_i\beta^{(s)}) - \varphi(\kappa_1^{(s)} - x_i\beta^{(s)})]\beta_{i1}^{(s)}$ 。则 x_{i1} 在其均值(记 $x_{i1}^{(M)}$)处的变化对农村处于1级贫困状态($j=1$)概率的边际影响为:

$$(\partial\pi_{11}/\partial x_{i1})^{(s)} = \{ \varphi[\kappa_0 - (x_i\beta^{(s)} - \beta_{i1}^{(s)} x_{i11} + \beta_{i1}^{(s)} x_{i11}^{(M)})] - \varphi[\kappa_1^{(s)} - (x_i\beta^{(s)} - \beta_{i1}^{(s)} x_{i11} + \beta_{i1}^{(s)} x_{i11}^{(M)})] \} \beta_{i1}^{(s)}$$

定义: $(\partial\pi_{11}/\partial x_{i1})^{(s)} = \sum_{i=1}^N (\partial\pi_{11}/\partial x_{i1})^{(s)} / N$, 则 $(\partial\pi_{11}/\partial x_{i1})^{(s)}$ 表示与第 s 次 Gibbs 样本对应的平均边际影响。根据 $(\partial\pi_{11}/\partial x_{i1})^{(s)}$ ($s=1, 2, \dots, n$) 的取值可分析边际影响($\partial\pi_{11}/\partial x_{i1}$) 的分布特征。对于其余连续解释变量,在不同取值处的变化对农村处于不同贫困状态概率的边际影响可用相同方法进行分析。在 Gibbs 样本的基础上,可直接得到 β 和 κ 的边缘后验分布。图 2、图 3 给出参数 β_{11} 和 κ_1 的后验分布,图 4 给出 R^2 的分布,图 5 给出 x_{i1} 在其均值处的变化对农村处于1级贫困状态概率边际影响($\partial\pi_{11}/\partial x_{i1}$) 的分布(其余参数的后验分布及相关统计量分布图略)。

为直观考察 Gibbs 样本的收敛性,本文观察 β 和 κ 抽样值的线图。图 6、图 7 分别为 β_{11} 和 κ_1 的 Gibbs 抽样值线图。

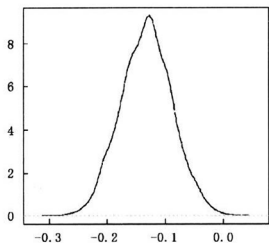


图 2 β_{11} 的后验分布

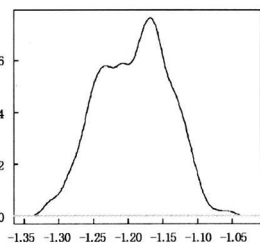


图 3 κ_1 的后验分布

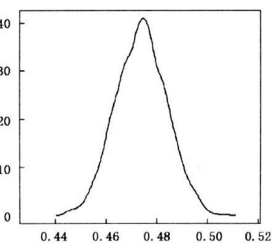


图 4 R^2 的分布

如图 6、图 7 所示: β_{11} 和 κ_1 的 Gibbs 抽样值收敛,而且其余参数的 Gibbs 样本也有相同结论(图略)。故可以根据 Gibbs 抽样值对相关参数及统计量进行估计,估计结果见表 1。

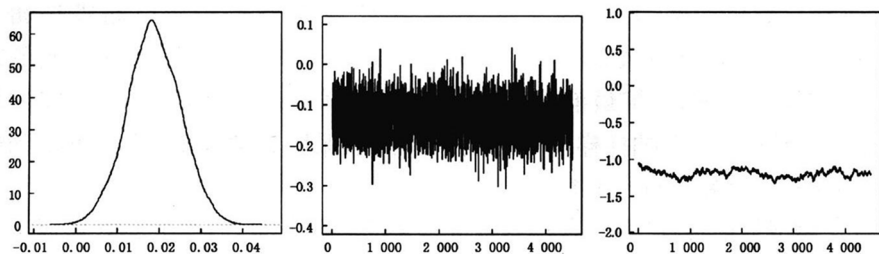


图5 $(\partial\pi_1/\partial x_{11})$ 后验分布 图6 β_{11} 的 Gibbs 抽样值线图 图7 κ_1 的 Gibbs 抽样值线图

(四)结果分析。

1. 模型检验。首先,模型参数的估计值与经济学理论、经济事实相一致,故该模型通过了经济学意义上的检验。例如给定其他解释变量,当农村交通越不便利,即 x_{11} 越大时,因为系数 $\beta_{11} < 0$,故 z_i 值就会越小,在给定门限值 κ 的条件下, y_i 值变小也即农村陷入更加贫困状态的概率就会越大。值得说明的是务农户数所占比重对农村贫困状态的影响:一方面,该比重过大会恶化农村贫困状况(如山区、自然条件恶劣地区);另一方面,提高该比重又可以发挥农业生产的规模经济效应(如在平原地区进行机械化生产),从而改善农村贫困状况。结果显示,在两种效应的作用下,提高务农户数比重对改善农村贫困产生积极影响,但该效应不显著;其次,该模型通过了统计学意义上的检验。表1结果显示,除 x_{31} 外其余各变量均能显著解释农村处于特定贫困状态的概率;最后,在没有考虑政府扶贫模式效应的前提下,模型“预测一致性指标” R^2 较高,故该模型通过预测检验。

2. 模型经济含义。表1结果显示:农村的个体特征与村民的行为选择能显著影响农村的贫困状况。就农村的个体特征而言,其地理环境和所处区域分布决定其贫困状况。如农村交通越发达、平地占全村土地比重越高、人均有效灌溉面积越大、农村水土流失程度越轻,则农村处于非贫困状态的概率越大。此外,给定其他解释变量,与东部沿海发达地区相比,其他区域农村处于贫困状态的概率更大。这些区域当中,西南地区农村处于贫困状态的概率最大,而黄土高原地区农村处于贫困状态的概率相对最小;就村民的行为选择而言,(1)村民就业结构显著解释农村贫困状况。农村中自营工商业户数比重越大、打工人口比例越高,农村处于非贫困状态的概率会越大。相反,仅仅注重农业生产、提高务农户数比重不能显著改善农村贫困状况。该结果说明促进非农产业发展在消除农村贫困中的积极作用。(2)在农村成立企业有助于改善其贫困状况。村内企业数量越多、村民就业岗位越多,农村处于非贫困状态的概率就会越大。(3)加大农村公共投资力度、促进村民农业技术推广、提高村务管理效率和村民受教育程度均能显著改善农村贫困状况。

表 1 模型相关参数及统计量的 Gibbs 抽样估计结果

| 参数 | 先验 | | 后验 | | | | |
|--------------|----|-----|----------|--------|----------|----------------------|--------|
| | 均值 | 标准差 | 均值 | 偏态系数 | 标准差 | 95%置信区间 | 相关系数 |
| β_{11} | 0 | 10 | -0.132 | 0.001 | 0.045 | (-0.207, -0.057) | 0.008 |
| β_{12} | 0 | 10 | 0.006 | 0.009 | 0.001 | (0.004, 0.007) | 0.017 |
| β_{13} | 0 | 10 | 0.088 | 0.069 | 0.043 | (0.018, 0.159) | -0.005 |
| β_{14} | 0 | 10 | 0.292 | 0.011 | 0.033 | (0.237, 0.348) | 0.046 |
| β_{21} | 0 | 10 | -0.305 | 0.027 | 0.113 | (-0.492, -0.118) | 0.076 |
| β_{22} | 0 | 10 | -0.568 | -0.064 | 0.107 | (-0.748, -0.394) | 0.100 |
| β_{23} | 0 | 10 | -1.964 | -0.076 | 0.109 | (-2.147, -1.788) | 0.101 |
| β_{24} | 0 | 10 | -1.284 | -0.025 | 0.107 | (-1.462, -1.111) | 0.103 |
| β_{25} | 0 | 10 | -1.776 | -0.020 | 0.107 | (-1.953, -1.601) | 0.128 |
| β_{31} | 0 | 10 | 1.290E-4 | 0.007 | 0.001 | (-0.002, 0.002) | 0.009 |
| β_{32} | 0 | 10 | 0.014 | 0.022 | 0.004 | (0.008, 0.020) | 0.054 |
| β_{33} | 0 | 10 | 0.007 | 0.018 | 0.002 | (0.003, 0.010) | 0.030 |
| β_{41} | 0 | 10 | 0.020 | 0.096 | 0.006 | (0.010, 0.029) | 0.355 |
| β_{51} | 0 | 10 | -0.001 | 0.010 | 8.080E-4 | (-0.003, -4.580E-3) | 0.010 |
| β_{61} | 0 | 10 | 0.010 | 0.042 | 0.004 | (0.003, 0.018) | 0.000 |
| β_{71} | 0 | 10 | 9.200E-5 | 0.152 | 4.986E-5 | (1.171E-5, 1.761E-4) | 0.052 |
| β_{81} | 0 | 10 | 0.295 | 0.101 | 0.095 | (0.142, 0.459) | 0.007 |
| κ_1 | -1 | 10 | -1.192 | -0.097 | 0.051 | (-1.276, -1.113) | 0.991 |
| κ_2 | 0 | 10 | -0.551 | 0.178 | 0.052 | (-0.630, -0.460) | 0.995 |
| κ_3 | 1 | 10 | 0.670 | 0.553 | 0.048 | (0.605, 0.759) | 0.996 |

预测一致性指标 $R^2: 0.474$

注：(1)95%置信区间为相关参数边缘后验分布的最高概率密度(hpd)区间；(2)因为各参数边缘后验分布的偏态系数很小(除 β_{71} 、 β_{61} 、 κ_2 外)，故可以选择各参数的均值作为其代表值。

利用表 1 结果，给定观测样本 x_i ，根据(3)式可计算农村处于不同贫困状态的概率。各连续解释变量在其均值处的变化对农村处于不同贫困状态概率的边际影响见表 2。表 2 结果显示：当“村民用最常用交通工具到乡政府时间”在其均值处每增加 1 小时，则农村处于 1、2、3 级贫困状态的概率分别增加 0.019、0.010、0.007，而处于非贫困状态的概率减小 0.036；当“村内企业数量”在其均值处每增加 1 个，则农村处于 1、2、3 级贫困状态的概率分别减少 0.003、0.001 和 0.001，而处于非贫困状态的概率增加 0.005。对于其他解释变量，其在均值处

表 2 解释变量对农村处于不同贫困状态概率的边际影响

| 变量 | 不同贫困状态边际概率($\partial\pi_j/\partial x_i$) | | | |
|----------|--|-----------|-----------|-----------|
| | j=1 | j=2 | j=3 | j=4 |
| x_{11} | 0.019 | 0.010 | 0.007 | -0.036 |
| x_{12} | -8.071E-2 | -4.550E-2 | -3.730E-2 | 0.002 |
| x_{13} | -0.012 | -0.007 | -0.005 | 0.024 |
| x_{31} | -1.920E-3 | -8.920E-4 | -4.050E-4 | 3.220E-3 |
| x_{32} | -0.002 | -0.001 | -7.830E-2 | 0.004 |
| x_{33} | -9.410E-2 | -5.080E-2 | -4.120E-2 | 0.002 |
| x_{41} | -0.003 | -0.001 | -0.001 | 0.005 |
| x_{51} | 1.950E-2 | 1.000E-2 | 7.650E-3 | -3.720E-2 |
| x_{61} | -0.001 | -7.570E-2 | -5.830E-2 | 0.003 |
| x_{71} | -1.310E-3 | -6.620E-4 | -5.080E-4 | 2.480E-3 |

注：(1)各边际概率均在连续解释变量均值处计算得到；(2)离散型解释变量无法计算其边际效应，故表中没给出。

的变化对农村处于不同贫困状态概率的边际影响可结合表2数据进行解释。

四、结论及对策

在传统扶贫模式成效递减的背景下,本文从村民行为选择对农村贫困程度影响的角度,在合理界定我国农村贫困程度的基础上,利用微观统计数据,通过建立有序多项选择 Probit 模型来探究村民的行为选择对农村贫困的决定作用。该模型的 Gibbs 抽样估计结果显示:农村企业数量、村务管理效率、村民就业结构、村民受教育程度、村内公共投资力度及村民农业技术推广情况均构成我国农村贫困的决定因素。

结合本文分析结果,在坚持传统扶贫模式的前提下,为进一步改善农村贫困状况、加速我国“农村脱贫”步伐,应注重我国农村以下几方面建设:(1)加大农村公共投资力度。农村公共投资能显著改善我国农村的贫困状况,各级政府、各地农村应积极开辟融资渠道、开发投资项目。而这当中,应特别加强以下项目建设:加强农村路桥等基础设施建设,提高农村交通的通达程度;加强农村灌溉、排水等设施建设,提高农村人均有效灌溉面积;加强农村环境整治、小流域治理等项目建设,减轻农村水土流失程度;加强农村学校建设,提高村民受教育程度;(2)统筹全局,促进不同区域“农村脱贫”的协调发展。政府应正视区域差异,在深入了解各区域真实贫困状况的基础上,通过农业财政支出中的政策性补贴支出、支援不发达地区支出等项目缩小农村贫困的区域差异,实现各区域“农村脱贫”的平衡发展;(3)创造条件,促进农村各类企业快速发展。鼓励“企业下乡”,通过金融政策倾斜、集体土地使用权制度创新等方式支持农村各类企业的发展。以促进农村企业发展为手段,优化村民就业结构。鼓励村民打工及从事工商业经营,努力提高村民的非农收入比重;(4)提高村务管理效率;(5)加强村民农业技术推广,注重村民农业技术培训,践行“科技兴农”发展战略。

在本文分析中,限于数据的可得性,没有将政府扶贫的各项支出量化并引入模型;此外,为简化分析,忽略了农村个体的空间相关性及其异质性。如果综合考虑以上问题,本文分析结果将得到改进。

注释:

- ①数据来源见中国农村贫困监测报告(2007)。
- ②参见刘纯彬:《我国贫困人口标准再探讨》,《人口研究》,2006年第6期,第15页。
- ③该项调查由中国科学院农业政策中心张林秀教授、加州大学戴维斯分校罗斯高教授以及多伦多大学 Loren Brandt 教授主持,详细信息见中国调查数据网(www.chinasurveycenter.org)。
- ④按1985年购买力平价计算得到的收入水平。
- ⑤样本省分别为江苏、四川、陕西、甘肃、河北及吉林。其中:江苏省代表东部沿海发达地区、四川省代表西南地区、陕西省代表黄土高原地区、甘肃省代表西北地区、河北省代表北部和中部地区、吉林省代表东北地区。

参考文献：

- [1]楚永生. 新时期中国农村贫困的特征、扶贫机制及政策调整[J]. 宏观经济研究, 2008, (10):55—58.
- [2]邱风. 我国农村贫困的现状、估计与解释[J]. 经济与管理研究, 2007, (5):51—55.
- [3]王萍萍,方湖柳,李兴平. 中国贫困标准与国际贫困标准的比较[J]. 中国农村经济, 2006, (12):62—68.
- [4]刘修岩,章元,贺小海. 教育与消除农村贫困:基于上海市农户调查数据的实证研究[J]. 中国农村经济, 2007, (10):61—68.
- [5]唐建,刘志文. 西部地区农村贫困现状、原因及对策探析[J]. 中国人口. 资源与环境, 2004, (4):50—55.
- [6]谷洪波,吴克明. 我国农村贫困的形成机理及政策选择[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2004, (1):65—59.
- [7]曹建民,胡瑞发,黄季. 技术推广与农民对新技术的修正采用:农民参与技术培训和采用新技术的意愿及其影响因素分析[J]. 中国软科学, 2005, (6):60—66.
- [8]James H Albert, Siddhartha Chib. Bayesian analysis of binary and polychotomous response Data[J]. Journal of the American Statistical Association[J]. 1993, (88):669—679.

The Determinants of Poverty in Rural China: An Empirical Analysis Based on Villagers' Selection Behaviours

DUAN Peng^{1,2}, ZHANG Xiao-tong¹, ZHANG Jing³

(1.School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China; 2.School of Business, Hubei University, Wuhan 430062, China; 3.The Editorial Department of Journal of Huazhong Normal University, Wuhan 430079, China)

Abstract: Based on the fact, the effect of top-down anti-poverty mode dominated by governments is degressive. In order to study the impact of villagers' selection behaviours on the poverty in rural China, the paper establishes an ordered multinomial Probit model and analyzes the function of villagers' selection behaviours on anti-poverty in rural areas on the basis of the reasonable definition of the poverty degree in rural China and the statistical data. The Gibbs sampling of the model shows that the determinants of the poverty in rural China include the number of enterprises in rural areas, the efficiency of the management of village affairs, the employment structure and the education degree of villagers, the public investment in the villages and the popularization of agricultural technology.

Key words: rural poverty; ordered multinomial model; Gibbs sampling; determinants

(责任编辑 许 柏)